Министерство природных ресурсов и экологии Российской Федерации
Федеральная служба России по гидрометеорологии и мониторингу окружающей среды
Государственное учреждение
«ГОСУДАРСТВЕННЫЙ ГИДРОЛОГИЧЕСКИЙ ИНСТИТУТ»

Методические рекомендации по оценке однородности гидрологических характеристик и определению их расчетных значений по неоднородным данным

Санкт-Петербург
Нестор-История
2010

gost.e-ecolog.ru

УДК 556.048

Методические рекомендации по оценке однородности гидрологических характеристик и определению их расчетных значений по неоднородным данным.

Рекомендации могут быть использованы при гидрологических расчетах для проектирования, строительства, эксплуатации различных водохозяйственных и гидротехнических сооружений на водных объектах России, при оценке комплексного использования и охраны водных объектов, а также при подготовке научно-прикладных территориальных Справочников и (или) Территориальных строительных норм «Основные расчетные гидрологические характеристики». Особое внимание в настоящих методических рекомендациях уделяется методам определения расчетных гидрологических характеристик при неоднородности данных наблюдений.

ISBN 978-598187-550-2

Методические рекомендации рассмотрены и одобрены
Методической Комиссией ГУ «ГГИ»
16 февраля 2010 г. Протокол № 1

ISBN 978-598187-550-2

© Государственное учреждение «Государственный гидрологический институт» ГУ «ГГИ», 2010

Предисловие

При использовании статистических методов в инженерных гидрологических расчетах в качестве одного из основных допущений предполагается физическая и статистическая однородность исходной пространственно-временной гидрометеорологической информации.

Анализ временной однородности необходимо выполнять при построении эмпирических и аналитических кривых распределения вероятностей ежегодного превышения (кривых обеспеченностей), включая оценку параметров и квантилей распределения, при анализе группировок лет различной водности и при решении многих других гидрологических задач статистического и физического анализа многолетних колебаний различных гидрологических характеристик.

Анализ пространственной однородности необходимо выполнять при совместной по территории оценке параметров и квантилей распределения, при оценке пространственно- временной структуры колебаний различных гидрологических характеристик.

В практике инженерно-гидрологических расчетов статистические критерии однородности не могли применяться, т.к. эти критерии, как правило, разработаны для нормальных функций распределения вероятностей и независимых во времени и пространстве случайных последовательностей. Гидрологические же характеристики, как правило, асимметричны и коррелированны во времени и пространстве. Поэтому было осуществлено обобщение классических критериев однородности на случай асимметричных и коррелированных последовательностей [Рекомендации 1984, Методические 2009, Рождественский А.В. и др. 1990].

Настоящие рекомендации составлены по результатам выполненных исследований за многолетний период в Лаборатории расчетов стока Государственного гидрологического института Росгидромета профессором А.В. Рождественским, с участием кандидата технических наук А.Г. Лобановой (разделы 5, 8, 9.1, примеры А.1, А.5, А.7–А.9, А.15, А.16-А.19), доктора технических наук В.А. Лобанова (раздел 6.3, пример А.2-А.7, таблицы Б.1-Б.12 Приложения Б), кандидата технических наук А.В. Сахарюка (раздел 6.4, таблицы Б.13–Б.17 Приложения Б).

Методы инженерно-гидрологических расчетов основных гидрометеорологических характеристик, изложенные в настоящих рекомендациях, реализованы в вычислительном программном комплексе для персональных компьютеров, разработанном старшим научным сотрудником А.В. Кокоревым, который также принимал участие при расчетах примеров по оценке пространственно-временной однородности гидрологических характеристик и определению их расчетных значений по неоднородным данным (примеры А.13, А.15).

Подготовку рукописи к печати, и взаимную увязку всех разделов выполнила кандидат технических наук А.Г. Лобанова. Редактирование рукописи выполнили профессор А.В. Рождественский и кандидат технических наук А.Г. Лобанова.

Кроме настоящих Методических рекомендаций в ГГИ подготовлены следующие рекомендации:

1. Рекомендации по статистическим методам анализа однородности пространственно-временных колебаний речного стока. — Л.: Гидрометеоиздат, 1984. — 78 с.

2. Рекомендации по приведению рядов речного стока и их параметров к многолетнему периоду. — Л.: Гидрометеоиздат, 1979. — 64 с.

3. Методические рекомендации по определению расчетных гидрологических характеристик при иналичии данных гидрометрических наблюдений. — Нижний Новгород: Вектор-ТиС, 2007. — 133 с.

4. Методические рекомендации по определению расчетных гидрологических характеристик при недостаточности данных наблюдений. — С.-Петербург: Ротапринт ГНЦ ААНИИ, 2007. — 66 с.

5. Методические рекомендации по определению расчетных гидрологических характеристик при отсутствии данных гидрометрических наблюдений. — С.-Петербург: Нестор-История, 2009. — 193 с.

Введение

В настоящих Методических рекомендациях более подробно и расширенно по сравнению с нормативным документом [Свод, 2004] раскрывается смысл многих методических положений по оценке однородности и стационарности многолетних колебаний гидрологических характеристик, более полно представлены методы оценки однородности пространственно–временных колебаний гидрометеорологических характеристик, многочисленные таблицы, которые значительно облегчают оценку однородности этих характеристик. В Рекомендациях приводятся алгоритмы расчета, представлены примеры расчета по оценке однородности и стационарности различных гидрометеорологических характеристик и примеры статистической обработки неоднородной гидрометеорологической информации.

В Рекомендациях рассматривается оценка однородности гидрологических данных в пунктах гидрометрических наблюдений достаточной продолжительности. Вместе с тем данные Методические рекомендации должны использоваться и при обработке гидрологических рядов после процедуры их приведения к многолетнему периоду. Поэтому представляется целесообразным сначала произвести приведение гидрологических рядов к многолетнему периоду в соответствии с «Методическими рекомендациями по определению основных расчетных гидрологических характеристик при недостаточности данных наблюдений» [Методические, 2007] и только после этого приступить к оценке гидрологической и статистической однородности и стационарности приведенных к многолетнему периоду данных наблюдений.

Рекомендации могут быть использованы при гидрологических расчетах для проектирования, строительства, эксплуатации различных водохозяйственных и гидротехнических сооружений на водных объектах России, при оценке комплексного использования и охраны водных объектов, а также при подготовке научно-прикладных территориальных Справочников и (или) Территориальных строительных норм «Основные расчетные гидрологические характеристики». Особое внимание в настоящих методических рекомендациях уделяется методам определения расчетных гидрологических характеристик при неоднородности данных наблюдений.

Выявленная оценка неоднородности данных наблюдений гидрологическими и статистическими методами с последующей оценкой расчетного значения гидрологической характеристики по неоднородной исходной информации и с учетом исторических данных катастрофических гидрологических явлений имеет очень большое значение, т.к. подобная ситуация встречается значительно чаще, чем это представлялось ранее.

В **Приложении А** приводятся многочисленные примеры оценки однородности и стационарности гидрометеорологических характеристик и расчетов по неоднородным данным. В **Приложении Б** представлены таблицы критериев однородности обобщенных на случай асимметричной и коррелированной гидрометеорологической информации.

1. Область применения

Настоящие методические рекомендации могут использоваться при организации и проведении инженерных расчетов по определению основных гидрологических характеристик для обоснования проектирования новых, расширения, реконструкции, технического перевооружения, консервации и ликвидации действующих предприятий и сооружений для всех видов строительства и инженерной защиты территорий, а также при комплексном использовании и охране водных объектов и при решении многих других задач инженерной гидрологии и водного хозяйства.

Методические рекомендации могут применяться при пространственно-временном обобщении гидрометеорологических характеристик при подготовке Региональных научно-прикладных справочников и (или) Территориальных строительных норм (ТСН) Субъектов Российской Федерации «Основные расчетные гидрологические характеристики».

2. Нормативные ссылки

В настоящем отчете использованы ссылки на следующие нормативные документы:

СНиП 10-01-94. Свод нормативных документов в строительстве. Общие положения

СНиП 11-02-96 Инженерные изыскания для строительства. Основные положения

СП 33-101-2003 Определение основных расчетных гидрологических характеристик

СП 11-103-97 Инженерные гидрометеорологические изыскания для строительства

ГОСТ 19179-73 Гидрология суши. Термины и определения

ГОСТ 7.32-2001 Отчет о научно-исследовательской работе

СНиП 2.01.14-83 Определение основных расчетных гидрологических характеристик

СН 435-72. Указания по определению расчетных гидрологических характеристик.

Федеральный закон «О техническом регулировании», № 184-ФЗ, М., 2002

Федеральный закон «О безопасности гидротехнических сооружений», № 117, М., 1997

Водная стратегия Российской Федерации на период до 2020 года. – М.: НИА «Природа» , 2009

3. Термины и определения

В настоящих методических рекомендациях использованы следующие термины с соответствующими определениями:

Автокорреляция: корреляция ряда величин с этим же рядом, сдвинутым на некоторый интервал времени или расстояния между центрами тяжести водосборов при расчете пространственных корреляционных функций.

Азональность гидрологических явлений: особенности режима поверхностных и подземных вод, отклоняющихся от закономерностей зонального распределения гидрологических характеристик.

Алгоритм: система вычислений, выполняемых по строго определенным правилам, которая в результате последовательного их выполнения приводит к решению поставленной задачи.

Альтернативная гипотеза: гипотеза, противоположная нулевой

Антропогенные факторы: факторы, обусловленные хозяйственной деятельностью человека и влияющие на природную среду.

Бессточная территория: территория внутри водосбора реки или озера, с которой отсутствует поступление из них воды в форме поверхностного стока. Размер бессточных площадей может меняться в зависимости от водности года.

Водохозяйственный год: расчетный годичный период времени, начинающийся с самого многоводного сезона.

Гидрограф: график изменения во времени расходов воды за год или часть года (сезон, половодье, или паводок) в данном створе водотока.

Гидрологические расчеты: раздел инженерной гидрологии, в задачи которого входит разработка методов, позволяющих рассчитать значения различных характеристик гидрологического режима.

Гидрологические характеристики: количественные оценки элементов гидрологического режима.

Доверительный интервал: область допустимых значений, вероятность попадания в которую при принятии гипотезы однородности, равна уровню значимости.

Дисперсия: мера рассеяния случайных величин, т.е. отклонения их от среднего значения.

Единичный гидрограф: распределение расходов во времени в замыкающем створе при поступлении воды на поверхность бассейна за единицу времени.

Квазистационарность: стационарность гидрологических рядов, имеющих ограниченный период наблюдений во времени.

Клетчатка вероятностей: специальная клетчатка с прямоугольной системой координат, построенная таким образом, что на них спрямляются (полностью или частично) различные кривые обеспеченности.

Корреляция: вероятностная или статистическая зависимость. Корреляционная зависимость (связь) — графическое изображение или аналитическое

описание статистической связи двух или нескольких признаков (переменных величин).

Критерий однородности: статистические критерии, подтверждающие принадлежность выборки или ее параметров к одной генеральной совокупности.

Методы гидрологических расчетов: технические приемы, позволяющие рассчитать, обычно с оценкой вероятности их появления, значения характеристик гидрологического режима.

Нулевая гипотеза: отсутствие существенного различия между параметрами сравниваемых рядов или частей ряда. Предполагается, что закон распределения сопоставляемых наблюдений один и тот же.

Обеспеченность гидрологической характеристики: вероятность того, что рассматриваемое значение гидрологической характеристики может быть превышено среди совокупности всех возможных ее значений.

Объем стока: количество воды, протекающее через рассматриваемый створ водотока за какой либо период времени.

Однородность: принадлежность всех элементов гидрологического ряда и его выборочных статистических параметров (среднего, дисперсии) к одной совокупности.

Параметры распределения: среднее значение, коэффициенты вариации, асимметрии.

Подпор воды: повышение уровня воды из-за наличия в русле реки препятствия для ее движения.

Расчетная обеспеченность: обеспеченность гидрологической характеристики, принимаемая при строительном проектировании для установления значения параметров гидрологического режима, определяющих проектные решения.

Расчетный расход воды: расход воды заданной вероятности превышения, принимаемый в качестве исходного значения для определения размеров проектируемых сооружений.

Свободное состояние русла: состояние русла, характеризующееся отсутствием препятствий (ледяных образований, водной растительности, сплавного леса и т.д.), которые влияют на зависимость между расходами и уровнями воды, а также отсутствием подпора.

Стационарность: однородность выборочных параметров и функций распределения во времени.

Уровень значимости: достаточно малое значение вероятности, которое характеризует практически невозможное событие.

4. Обозначения и сокращения

Росгидромет — Федеральная служба по гидрометеорологии и мониторингу окружающей среды

ГУ «ГГИ» — Государственное учреждение «Государственный гидрологический институт»

ВФ ГУ «ГГИ» — Валдайский филиал государственного учреждения «Государственный гидрологический институт»

УГМС — межрегиональное территориальное управление по гидрометеорологии и мониторингу окружающей среды

ЦГМС — центр по гидрометеорологии и мониторингу окружающей среды

ЦГМС-Р — центр по гидрометеорологии и мониторингу окружающей среды с региональными функциями

НИР — научно-исследовательская работа

ВК — водный кадастр

ОГХ — основные гидрологические характеристики

ОРГХ — основные расчетные гидрологические характеристики

ЕДС — ежегодные данные о режиме и ресурсах поверхностных вод суши

МДС — многолетние данные о режиме и ресурсах поверхностных вод суши

ГОСТ — государственный стандарт

СП — свод правил

СНиП — строительные нормы и правила.

ГП — гидрологический пост

ТН — технический носитель

ПКФ — пространственная корреляционная функция

5. Гидролого-генетический анализ однородности гидрометеорологической информации

Оценка однородности гидрологических характеристик предусматривает использование, как гидролого-генетических, так и статистических методов анализа гидрометеорологической информации, которые отражают по сути дела одно и тоже гидрологическое явление и поэтому взаимно дополняют друг друга. Разделение методов оценки однородности на гидролого-генетические и статистические методы анализа носит условный характер и принят только потому, чтобы подчеркнуть возможное многообразие условий формирования гидрологических характеристик, которые могут привести к статистической неоднородности многолетних рядов различных гидрологических характеристик, и ни в коем случае одни методы анализа не противопоставляются другим. Поэтому при дальнейшем изложении материала особенно при использовании статистических методов анализа однородности обнаруженные неоднородности формирования речного стока статистическими методами, как правило, дополняются гидролого-генетическим анализом, раскрывающим физический смысл обнаруженной ранее статистической неоднородности. И, наоборот, при анализе оценки однородности гидрологической информации генетическими методами во многих случаях приводятся ссылки на статистические методы оценки однородности гидрометеорологических данных наблюдений, которые дополняют часто количественными показателями качественный анализ исходных данных наблюдений.

В данных методических рекомендациях подчеркивается условие необходимости разделения неоднородных данных гидрометеорологических наблюдений на однородные совокупности с последующим использованием широко применяемых аналитических распределений гидрометеорологических характеристик для описания однородных данных наблюдений и получением на их основе смеси однородных распределений для аналитической аппроксимации неоднородных данных наблюдений. Кроме статистических особенностей оценки однородности гидрометеорологической информации часто возникают сложности при разделении неоднородной гидрологической информации на однородные совокупности на основании анализа условий формирования гидрологических характеристик

Рассмотрим качественный анализ гидрометеорологической информации с точки зрения ее физической (гидролого-генетической) однородности с установлением причин, нарушающих однородность гидрометеорологических характеристик за многолетний период. Главная задача данного раздела заключается в том, чтобы показать большое разнообразие физических причин и методов обработки исходной гидрометрической информации, вызывающих неоднородность исходных данных гидрометеорологических наблюдений. Перечислим лишь некоторые:

1. На условия формирования различных характеристик речного стока оказывают влияние метеорологические факторы. В некоторых случаях в определенном диапазоне площадей водосборов максимальные расходы воды в одни годы формируются весенними запасами воды в снежном покрове, в другие годы максимальный сток формируется дождевыми осадками. Разделив ряд максимальных расходов воды на сток весеннего половодья и дождевых паводков, можно при-

менить к полученным совокупностям статистические критерии однородности. Возникает естественный вопрос, следует ли снежный покров, формирующий весеннее половодье относить к числу факторов, которые определяют случайный характер рядов максимального стока, или отнести этот фактор, как фактор, нарушающий состояние однородности данных наблюдений. Решение этого вопроса вполне может быть осуществлено с использованием статистических критериев однородности данных максимального стока весеннего половодья и дождевых паводков. Более подробная информация по отмеченным вопросам содержится в разделе по определению расчетных гидрологических характеристик по неоднородным данным (раздел 7).

Причинами, нарушающими однородность гидрометеорологических факторов, может быть формирование максимальных расходов воды муссонными дождями и тайфунами. В Приморье формирование максимальных расходов воды дождевых паводков происходит под действием осадков муссонного происхождения. В отдельные же годы отмечаются максимумы стока тайфунного происхождения, которые наблюдаются достаточно редко, но вызывают катастрофические паводки, нанеся огромные материальные ущербы и даже человеческие жертвы.

На побережье Черного моря известны случаи образования выдающихся паводков из-за образования смерчей, которые захватывают большое количество воды и выбрасывают ее при встрече с предгорьями гор.

В бассейне р. Кубань возникают катастрофические паводки при совпадении формирования максимальных расходов от таяния льдов и снега с очень интенсивными жидкими осадками.

Во многих районах России с начала семидесятых годов прошлого века наблюдается повышенный сток зимней межени, как правило, за счет уменьшения стока весеннего половодья, т.е. произошло изменение внутригодового распределения стока в связи с повышением температур в зимний период. Это явление оказывает определенное влияние на регулирование речного стока и различного рода проектирования водозаборов для обеспечения водой городов промышленных и сельскохозяйственных предприятий и для других нужд народного хозяйства. Несомненное влияние на формирование различных гидрологических характеристик оказывает вечная мерзлота.

2. На неоднородность формирования различных гидрологических характеристик оказывают влияние естественные факторы подстилающей поверхности на водосборах рек такие как бессточные микро и макро понижения местности.

В степных районах на формирование различных гидрологических характеристик оказывает влияние непрерывное изменение размеров бессточных озер с изменением водности года и, следовательно, непрерывное изменение однородности [Крестовский О.И., 1961; Рождественский А.В. 1964, Рождественский А.В., Чеботарев А.И., 1974]. Так, в исключительно маловодные годы весенний сток, как правило, формируется за счет запасов воды в снежном покрове в русловой сети и, следовательно, большая часть площади водосбора исключается из формирования стока весеннего половодья. В исключительно многоводные же годы бессточные понижения местности переполняются водой, и далее сток весеннего половодья формируется за счет всей действующей площади водосбора. В средние по водности годы действующая площадь водосбора имеет промежуточное значение между двумя крайними рассмотренными случаями. Таким образом,

статистические критерии однородности в данном случае применять затруднительно, ввиду того, что изменение однородности идет непрерывно с изменением водности года. В данном случае следует основываться на физическом анализе гидрологической информации и на статистическом анализе эмпирических функций распределения вероятностей ежегодного превышения (кривых обеспеченностей). Более подробно данный пример рассмотрен в разделе 7 по определению расчетных гидрологических характеристик по неоднородным данным.

В некоторых случаях на формирование неоднородных данных наблюдений за различными гидрологическими характеристиками оказывает влияние карст.

3. Неправильная экстраполяция кривой $Q=f(H)$ из-за отсутствия, или недостаточности измеренных расходов воды на пойме может привести к неоднородности максимальных расходов воды. Ошибки вычисления максимальных расходов воды могут достигать 100% и более, что приводит к неоднородности максимальных расходов воды и слоя стока весеннего половодья. Нередко это обстоятельство сказывается и на годовом стоке рек, когда годовой сток определяется на 70–80% стоком весеннего половодья. Уточнение максимальных расходов воды может быть произведено путем измерения расходов воды на пойме с последующим пересчетом максимального стока в год измерений и предыдущие годы, когда наблюдался сток на пойме. В этом случае могут оказаться полезными гидравлические методы оценки максимальных расходов воды по меткам высоких вод и с использованием гидравлических методов экстраполяции максимальных расходов воды с учетом стока поймы.

В результате гидрометрического анализа исходных данных наблюдений могут быть обнаружены и другие грубые ошибки при подсчете основных гидрологических характеристик. Систематические погрешности в колебаниях уровня воды, то есть их неоднородность могут быть устранены путем водной нивелировки водомерных постов, расположенных на водохранилище или озере, когда на водном объекте осуществляются наблюдения на нескольких водомерных постах. Так, в Волжской гидрометеорологической обсерватории в 1960 г. была осуществлена водная нивелировка всех водомерных постов Горьковского водохранилища. В результате были установлены и исключены систематические ошибки в наблюдениях за уровнями воды, достигающие несколько десятков сантиметров. Нередки случаи, когда наблюдения за уровнями не приводятся, или приводятся недостаточно качественно к единой системе (условная система, абсолютная система, балтийская система).

4. Примером возможной неоднородности метеорологической информации, которая в дальнейшем может отразиться и на расчеты гидрологических характеристик, может являться недостаточный учет жидких и тем более твердых осадков при смене метеорологических приборов (смена дождемера на осадкомер Третьякова), недостаточный учет поправок на смачивание жидких осадков и выдувание, или надувание твердых осадков. Поправка на выдувание, или наоборот надувание твердых осадков в осадкомерное ведро в какие то годы вводились, а в другие годы не вводились, что создает неоднородность в данных наблюдений за осадками.

5. Регулирование речного стока и другая хозяйственная деятельность (гидротехнические сооружения, сельскохозяйственные мероприятия, агролесомелиорация, орошение, переброска стока и многие другие) создают условия форми-

рования неоднородных гидрологических характеристик. [Шикломанов И.А., 1979; Методические рекомендации, 1986; Методические указания, 1986; Доброумов Б.М., Устюжанин Б.С., 1980] Особо следует отметить довольно сложное влияние на речной сток вырубки лесов [Молчанов А.А., 1960; О. И. Крестовский, 1961, 1984]. Временные пруды и небольшие водохранилища, которые в многоводные годы разрушаются, иногда оказывают значительное влияние, создавая неоднородность данных наблюдений за максимальным стоком. Эти сооружения, как правило, построены без инженерного обоснования в степных и полупустынных районах.

6. На однородность распределения во времени и пространстве гидрологических характеристик влияют такие антропогенные факторы, как рост температуры воздуха, и, следовательно, температуры воды в реках и озерах с ростом городов, достигающие нескольких градусов для больших городов. Большую роль при оценке однородности интенсивности снеготаяния, которое также влияет на гидрологические характеристики, является загрязнение снежного покрова отходами промышленного производства, автомобильного и железнодорожного транспортом и другими предприятиями. вокруг городов, населенных пунктов, дорог, промышленных и других предприятий.[В.Г. Прокачева и др, 1988, 2004, 2007].

Таким образом, примеров образования неоднородности формирования различных гидрологических характеристик под влиянием различных факторов много и оценку однородности необходимо осуществлять в каждом отдельном случае.

Приведем некоторые приемы и методы, позволяющие вскрыть неоднородность гидрологических характеристик:

1. разностные интегральные кривые гидрологических и метеорологических характеристик,
2. суммарные интегральные кривые,
3. совмещенные хронологические графики гидрологических характеристик, построенные по гидрометрическим створам в однородном гидрологическом районе,
4. графики связи гидрологических характеристик по постам, расположенным в однородном гидрологическом районе,
5. графики связи гидрологических характеристик и метеорологических факторов стока,
6. пространственно-временные корреляционные функции гидрологических и метеорологических характеристик,
7. кривые связи между расходами воды и уровнями воды,
8. совмещенные комплексные графики хронологических колебаний различных гидрометеорологических характеристик и их факторов.

Подобные приемы и методы могут быть значительно расширены и дополнены, но это не входит в основную задачу данного методического документа.

6. Статистические методы оценки однородности и обобщения гидрометеорологической информации

Традиционные методы статистического анализа гидрометеорологической информации основаны на применении классических методов теории вероятностей и математической статистики. Теоретические положения классических методов основываются на некоторых условиях, которым должны удовлетворять исходные эмпирические данные и, в частности, гидрометеорологические наблюдения. К этим условиям относятся следующие наиболее важные фундаментальные положения классической математической статистики.

1. Случайные элементы выборок, которые подлежат дальнейшему статистическому анализу, должны быть однородны, то есть должны принадлежать к одной и той же генеральной совокупности.

2. Рассматриваемые выборки должны быть независимы во времени и по территории, то есть случайны.

3. Нормальность закона распределения вероятностей исходных данных наблюдений, т.к. многие классические статистические критерии однородности разработаны применительно к нормальному закону распределения.

Первое условие, заключается в том, чтобы все члены рассматриваемого ряда наблюдений принадлежали к одной генеральной совокупности. В случае неоднородности исходных данных рекомендуется разделение неоднородных данных на однородные совокупности с последующим использованием составных кривых распределения [Рождественский А.В.,1964, Рождественский А.В., Чеботарев А.И., 1974, СНиП 2.01.14-83, 1984., СП 33-101-2004]. Более подробно этот вопрос рассматривается далее на многочисленных примерах оценки генетической и статистической однородности гидрометеорологических данных наблюдений за основными гидрологическими характеристиками (**Приложение А.** – Примеры). Возможен и другой путь дальнейших расчетов по неоднородным данным, который заключается в преобразовании исходных данных с последующим получением однородной информации. Но в этом случае, как правило, возникает проблема обратного преобразования полученных результатов расчета, что может быть сопряжено со значительными трудностями.

Второе условие, касающееся случайности (независимости) эмпирических данных многолетних колебаний гидрометеорологических характеристик. В теории вероятностей и математической статистике известно много критериев случайности. В практике же гидрологических расчетов многолетних колебаний речного стока обычно производится оценка случайности с использованием автокорреляционных функций и в частном случае коэффициента автокорреляции между смежными членами ряда. Ввиду больших случайных погрешностей расчета коэффициента автокорреляции по индивидуальным рядам наблюдений за основными гидрологическими характеристиками обычно оценка этого параметра производится по группе рек аналогов с наиболее продолжительными наблюдениями в однородном гидрологическом районе, или по данным приведенным к

многолетнему периоду. Если в результате расчетов групповая оценка коэффициента автокорреляции между смежными членами ряда окажется равной нулю, то рассматриваемые гидрологические характеристики признаются случайными независимыми последовательностями. Тогда второе условие выполняется и не требуется дополнительных расчетов при оценке однородности. Если же групповая оценка статистически значимо отличается от нуля, то это обстоятельство следует учесть при оценке однородности рассматриваемых эмпирических данных. При оценке однородности автокоррелированных последовательностей следует использовать обобщенные критерии математической статистики, рассмотренные далее в этом разделе.

Третье условие сводится к учету, как правило, положительной асимметрии в распределении вероятностей гидрологических характеристик. Положительная асимметрия в ходе многолетних колебаний большинства гидрологических характеристик речного стока объясняются влиянием нижнего предела, равного нулю, т.к. речной сток — это существенно положительная величина. При оценке однородности асимметричных последовательностей следует использовать обобщенные критерии однородности.

Прежде чем оценивать однородность рассматриваемых рядов рекомендуется осуществить приведение данных наблюдений к многолетнему периоду (четвертое условие) [Методические рекомендации, 2007].

В ГГИ было осуществлено обобщение статистических критериев однородности на случай асимметричной и коррелированной во времени и пространстве гидрологической информации. (Раздел 7 и Приложение Б).

Особенно важно анализ исходных данных наблюдений выполнять до определения расчетных значений гидрологических характеристик с использованием математического аппарата теории функций распределения вероятностей (кривых обеспеченностей), на которых основывается современная практика инженерных гидрологических расчетов.

Одна из проблем при применении статистических критериев однородности для анализа гидрологической информации заключается в том, что статистические критерии однородности основаны на распределении статистик оценки однородности из известной генеральной совокупности. В гидрометеорологии обычно имеются сведения лишь о выборке из некоторой неизвестной генеральной совокупности. По этой выборке обычно судят о генеральной совокупности, естественно, с некоторой погрешностью. Поэтому изменчивость совокупности выборочных эмпирических данных по отношению к генеральной совокупности исключается из анализа однородности гидрологических характеристик т. к. нам ничего не остается делать, как принять выборочные данные, приведенные к многолетнему периоду за оценку генеральной совокупности.

По этой причине оценка однородности гидрометеорологической информации с использованием статистических критериев приводит нас, как правило, к выводу об избыточной однородности рассматриваемой выборки из-за отсутствия сведений об отклонении от неизвестной генеральной совокупности и принятию вывода об однородности данных наблюдений, в то время как исходные данные могут оказаться неоднородными. Чем больше объем выборочных данных, тем меньше отмеченная систематическая погрешность оценки однородности. Чтобы уменьшить отмеченную систематическую погрешность, данные наблюдений

приводятся к многолетнему периоду [Методические рекомендации, 2007]. Оценку и анализ возможных случайных погрешностей приведенных к многолетнему периоду данных наблюдений можно проводить в соответствии с работой [Рождественский А.В, 1977].

Кроме приведенных статистических особенностей оценки однородности гидрометеорологической информации часто возникают сложности при разделении неоднородной гидрологической информации на однородные совокупности, на основании анализа условий формирования рассматриваемых гидрологических характеристик.

Рассмотрим примеры оценки однородности гидрологической информации под влиянием хозяйственной деятельности в руслах рек и на водосборах. Так, неоднородность годового стока и других гидрологических характеристик, обусловленная хозяйственной деятельностью в бассейнах рек Аму-Дарья и Сыр-Дарья, вызвана увеличивающимися во времени площадями орошения в бассейнах этих рек. Здесь может быть выделено четыре этапа: 1 — изменение стока под действием все увеличивающейся площади орошения, 2 — прекращение увеличения площадей орошения, 3 — переходная зона, 4 — новый стационарный режим.

При строительстве водохранилищ может быть выделено три этапа: 1 — заполнение водохранилища, 2 — переходная область — заполнение подземной составляющей с учетом изменения испарения с подтопленной территории и с водной поверхности водохранилища, 3 — новый стационарный режима при условии стабильного регулирования речного стока, или, что тоже самое, без изменения правил регулирования речного стока.

Из этих примеров следует, что сложившийся комплекс хозяйственной деятельности, как правило, приводит к новому стационарному режиму с другими параметрами распределения по сравнению с естественным стационарным (квазистационарным) режимом до начала хозяйственной деятельности.

6.1. Основные понятия статистических методов оценки однородности гидрологических характеристик

Анализ однородности гидрометеорологической информации статистическими методами включает следующие этапы:

— формулировка нулевой и альтернативной гипотез,

— выбор уровня значимости,

— выбор критической области распределения статистики однородности,

— формулировка выводов по статистической оценке однородности.

Обратим внимание на одну особенность оценки статистической однородности в гидрологических расчетах. Классические критерии однородности разработаны применительно к отдельным рядам. В гидрологии же нередко производится оценка однородности по совокупности многих рядов наблюдений в генетически однородном районе, что накладывает определенные особенности в формулировке результатов исследования однородности.

Нулевая и альтернативная гипотезы

Любое статистическое суждение об оценке однородности носит вероятностный характер. Это значит, что признание однородности ряда наблюдений может быть сделано с некоторой возможной ошибкой. Статистический анализ однородности начинается с формулировки нулевой гипотезы, которая предусматривает **отсутствие существенных различий между рассматриваемыми выборками, или их частями,** включая отсутствие существенных различий в выборочных параметрах распределения (среднее значение, коэффициенты вариации и асимметрии). Гипотезы противоположные нулевой называют альтернативными гипотезами. Предположим, что требуется оценить однородность средних значений двух выборок. Тогда нулевая гипотеза может быть сформулирована следующим образом: $x_1 = x_2$. Альтернативных гипотез может быть три: $x_1 < x_2 x_1 > x_2$ и $x_1 \neq x_2$.

Уровень значимости

Под уровнем значимости будем понимать **такое достаточно малое значение вероятности, которое с практической точки зрения характеризует практически невозможное событие.** Появление события с вероятностью равной или меньшей чем принятый уровень значимости свидетельствует о том, что нулевая гипотеза может быть отвергнута и, следовательно, принимается альтернативная гипотеза. В таком случае с вероятностью равной принятому уровню значимости может быть отклонена альтернативная гипотеза в то время как на самом деле данные наблюдения однородны, то есть в соответствии с математическим термином совершить ошибку первого рода. В другом случае можно, задаваясь достаточно малым значением уровня значимости, принять нулевую гипотезу по отношению к неоднородным данным, то есть совершить ошибку второго рода. Полностью избежать ошибок первого и второго рода нельзя. Можно лишь изменяя уровень значимости увеличивать или уменьшать ошибки первого и второго рода. Уместно в данном случае заметить, что при анализе однородности гидрометеорологической информации по группе рек в однородном районе мы практически исключаем, или по, крайней мере, уменьшаем ошибки первого и второго рода, то есть точнее сводим их к минимуму, когда число рядов с отклоненной нулевой гипотезой равно уровню значимости. Если же имеет место превышение числа отклоненных рядов, выраженных в процентах от общего числа случаев, по сравнению с принятым уровнем значимости, то можно утверждать, что имеет место статистическая неоднородность принятого в соответствии с разделом 7 района исследований. В таком случае следует уменьшить район, по которому осуществляется оценка однородности повторить вновь оценку однородности рассматриваемого уже уменьшенного района исследований. Подобная процедура оценки может повторяться несколько раз до тех пор пока число рядов с отклоненными нулевыми гипотезами в процентах к общему числу случаев отклоненных будет равна, или меньше принятого уровня значимости. Такая процедура оценки однородности может производится при разных значениях уровня значимости, что несколько повысит уверенность наших суждений об однородности рассматриваемых рядов наблюдений. При этом следует иметь в виду, что задаваясь различными уровнями значимости при подобного рода расчетах выводы об оценке однородности

будут зависимыми при различных уровнях значимости и следовательно эффект от таких расчетов будет не слишком высок.

Таким образом, полностью исключить ошибки первого и второго рода нельзя. Можно лишь уменьшить ошибки одного рода за счет увеличения риска другого рода. Обычно за уровень значимости принимают вероятность 5 % реже 1%. В совсем редких случаях за уровень значимости принимают вероятность 0,1% и даже менее и более 5%. С уменьшением уровня значимости увеличивается вероятность принятия нулевой гипотезы в то время как исходные данные могут быть неоднородны, то есть совершить ошибку первого рода. С увеличением же уровня значимости уменьшается доверительный интервал принятия гипотезы однородности и следовательно увеличивается вероятность того, что может быть отвергнута гипотеза однородности в то время как данные наблюдений на самом деле однородны то есть совершить ошибку второго рода.

Выбор уровня значимости при проверке однородности гидрологических рядов следует назначать, сообразуясь с теми последствиями, которые могут возникать при совершении ошибок первого или второго рода. Наиболее часто при выполнении инженерных гидрологических расчетов уровень значимости назначается 5%.

Выбор критической области

Выбор критической области устанавливается таким образом, чтобы вероятность попадания в нее, когда нулевая гипотеза верна в точности была равна уровню значимости. Область, которая дополняет критическую область называют областью допустимых значений, или областью принятия нулевой гипотезы. Выбор критической области при заданном уровне значимости следует устанавливать, исходя из тех или иных физических соображений и предполагаемых различий в параметрах распределений. Другими словами, критическую область следует назначать таким образом, чтобы вероятность попадания в нее оценки критерия была наибольшей, когда справедлива альтернативная гипотеза. При заданном уровне значимости можно рассматривать следующие критические области: 1) область больших положительных отклонений, 2) область больших отрицательных отклонений, 3) область больших по абсолютному значению отклонений, 4) область малых по абсолютному значению отклонений. В вычислительных программах обычно принимается такая критическая область, которая в наибольшей степени соответствует физическому смыслу рассматриваемого критерия. Например, для оценки однородности средних значений критическая область определяется как область больших по абсолютному значению отклонений.

6.2. Основные положения методики обобщения классических критериев однородности

Математический аппарат теории вероятностей и математической статистики разработан, как правило, применительно к независимым случайным последовательностям чисел распределенным по нормальному закону. Гидрологические же характеристики в подавляющем большинстве случаев имеют автокорреля-

цию между смежными членами ряда и ассиметрично распределены. Поэтому применение классической математической статистики в инженерных гидрологических расчетах приводит к неправильным выводам. Для устранения этого недостатка уже положено начало разработки методов математической статистики коррелированных во времени и асимметрично распределенных гидрологических характеристик [А.В. Рождественский, 1977]. В этой работе разработана общая методология решения конкретных задач по обобщению методов математической статистики на случай асимметрично распределенных Пирсона III типа и распределение С.Н. Крицкого и М.Ф. Менкеля (наиболее часто применяемые в гидрологии) и зависимых по типу простой цепи Маркова (учет коэффициента автокорреляции между смежными членами) случайных последовательностей. Эта работа по сути дела представляет собой начало обобщения методов математической статистики на случай зависимых и асимметрично распределенных эмпирических данных.

Решение этих задач основано на использовании методов Монте-Карло или, как часто называют, методов статистических испытаний. Основная суть данного предложения заключается в статистическом моделировании асимметричных и зависимых случайных последовательностей с последующим расчетом различных статистических решений на основе моделированных последовательностей чисел. Подобный подход целесообразно использовать, когда отсутствует аналитическое решение поставленных задач из-за сложности этих решений. Так, в отмеченной ранее работе [А.В. Рождественский, 1977] осуществлена оценка случайных и систематических погрешностей выборочных параметров и квантилей для распределения Пирсона Ш типа и С.Н.Крицкого и М.Ф. Менкеля с учетом коэффициентов автокорреляции между смежными членами ряда. Эти распределения вероятностей наиболее часто применяются в гидрологии и рекомендуются нормативными документами [СНиП 2.01.14-83, 1984; Свод, 2004]. Аналогичный подход принят и для обобщения некоторых критериев однородности (критерии Диксона, Смирнова-Грабса, Фишера, Стьюдента и Колмогорова-Смирнова). Учитывая большие возможности современной вычислительной техники, подобным образом могут быть решены практически любые задачи по обобщению методов классической математической статистики на случай связанных и асимметрично распределенных последовательностей чисел. При этом можно учитывать и различного рода зависимости во времени и пространстве и различные асимметричные законы распределения вероятностей, которые применяются в гидрологии и других смежных дисциплинах. Не останавливаясь подробно на истории применения метода статистических испытаний и методах моделирования в гидрологии, приведем в общих чертах методологию статистического моделирования, которая использовалась при обобщении статистических критериев однородности.

При обобщении критериев однородности статистическое моделирование осуществлялось с использованием математического аппарата нормальной корреляции для нормально распределенных случайных последовательностей с последующей их трансформацией в заданный закон распределения (Пирсона Ш типа и С.Н. Крицкого и М.Ф. Менкеля). Далее моделированная последовательность чисел достаточно большого объема (например, 50 000) разбивалась на выборки меньшего объема (например 10, 25, 50, 100 и 200), по которым

производились многочисленные расчеты статистик однородности (Диксона, Смирнова-Грабса, Колмогорова-Смирнова, Фишера и Стьюдента) при различных коэффициентах автокорреляции, различных отношениях коэффициентов асимметрии к коэффициентам вариации, различных законах распределения вероятностей превышения, различных объемах выборок. Общая схема расчетов представлена в таблице 6.1.

Таблица 6.1. Схема расчетов по обобщению классических критериев однородности Диксона, Смирнова-Грабса, Стьюдента, Фишера, Колмогорова-Смирнова

Этап 1	Этап 2	Этап 3
Моделированная последовательность чисел объема $N=nl$ по заданному закону распределения (Пирсона III типа и Крицкого, Менкеля) с параметрами x_0, C_v, C_s	Выборочные значении статистик однородности Диксона (Д), Смирнова-Грабса (СГ), Стьюдента (С), Фишера (Ф), Колмогорова-Смирнова (КС)	Ординаты кривых обеспеченности статистик Диксона, Смирнова-Грабса, Стьюдента, Фишера, Колмогорова-Смирнова
$X_1\, x_2 \ldots x_n$	$Д_1\, Г_1\, С_1\, Ф_1\, КС_1$	Д(р) СГ(р) С(р) Ф(р) КС(р)
$x_{n+1}\, x_{n+2} \ldots x_{2n}$	$Д_2\, СГ_2\, С_2\, Ф_2\, КС_2$	
.....	.....	
$X(\tau+1),(l-1)\ldots x_{(n+2),(l-2)} \ldots x_{ln}$	$Д_l\, СГ_l\, С_l\, Ф_l\, КС_l$	

На первом этапе осуществлялось статистическое моделирование случайных последовательностей чисел с заданным асимметричным законом распределения с входящими параметрами (среднее значение, коэффициенты вариации, асимметрии и автокорреляции между стоком смежных лет), с различными объемами выборок. Качество моделируемых последовательностей определялось путем расчета параметров распределения по всей моделируемой последовательности чисел с заданными при моделировании параметрами. Чем больше был принят объем моделируемой последовательности, тем меньше было расхождение между заданными и рассчитанными значениями параметров распределения. Во всех случаях допускалось расхождение в оценках параметров с точностью до сотых и даже тысячных значений, что вполне удовлетворяет практику инженерных гидрологических расчетов. Полученная моделируемая совокупность, скажем, объемом не менее 50 000, разбивалась на выборки, которые встречаются в гидрологических расчетах, например, от 10 до 200 членов ряда. По каждой из этих выборок рассчитывалось **на втором этапе** значение статистики однородности (Диксона, Смирнова-Грабса, Стьюдента, Фишера, Колмогорова-Смирнова). **На третьем этапе** по совокупности значений рассчитанных статистик определялись ординаты кривых обеспеченностей рассматриваемых статистик, на основании которых могут быть получены любые критические значения критериев однородности при заданных уровнях значимости. Точность подобных расчетов определялась объемом моделируемых последовательностей чисел. Более подробно этот воп-

рос, также как и алгоритм произведенных расчетов рассмотрен в работе [Рождественский А.В., 1977] применительно к оценке случайных и систематических погрешностей выборочных параметров и квантилей распределения.

Далее результаты расчетов детально анализировались и обобщались. Полученные результаты расчетов при отсутствии асимметрии и зависимости в эмпирических данных практически точно совпадали с классическими статистиками однородности, что свидетельствует о правильности всех расчетов и о том, что классические критерии однородности представляют собой частный случай обобщенных критериев однородности. Вместе с тем напомним, что классические критерии однородности получены аналитическими методами, а обобщенные критерии однородности путем прямого решения задачи с использованием метода статистических испытаний. Программа расчетов первоначально была составлена В.М. Зверевой (Программа расчетов по статистическому моделированию случайных последовательностей) и А.П. Блохиной (программа расчетов по обобщению статистических критериев однородности).

В дальнейшем было разработано несколько версий программ по оценке однородности гидрометеорологических характеристик с использованием обобщенных критериев, последняя из которых составлена старшим научным сотрудником А.В. Кокоревым.

В **Приложении Б** представлены многочисленные таблицы обобщенных значений критериев однородности Диксона, Смирнова-Грабса, Стьюдента, Фишера, Колмогорова-Смирнова.

6.3. Критерии однородности экстремальных значений гидрологических характеристик

Первым шагом исследования является оценка однородности эмпирических распределений гидрологических характеристик, которая может нарушаться из-за резко отклоняющихся от общей совокупности максимальных и минимальных значений. Оценка однородности рядов гидрологических наблюдений осуществляется на основе генетического и статистического анализа исходных данных наблюдений. Генетический анализ заключается в выявлении физических причин, обуславливающих неоднородность исходных данных наблюдений (раздел 5). Для оценки статистической значимости однородности применяются критерии резко отклоняющихся экстремальных значений в эмпирическом распределении критерии Смирнова-Грабса и Диксона [Рекомендации, 1984; СНиП, 1983; Свод, 2004]. Существуют три основные причины такой неоднородности:

– резко отклоняющиеся расходы воды имеют особые условия формирования, например, сформированы тайфунами, наложением дождя на снеговой паводок и т.д.;

– экстремальное событие имеет более редкую вероятность появления, чем та, которая определяется по эмпирической формуле при включении его в общую последовательность наблюдений;

– резко отклоняющаяся величина обусловлена погрешностью измерений.

Последовательность оценки однородности состоит в том, что вначале резко отклоняющиеся от эмпирического распределения максимумы проверяются по обобщенным статистическим критериям и в случае отклонения гипотезы однородности устанавливается ее причина на основе генетического анализа.

Особенность классических критериев оценки однородности Смирнова-Грабса и Диксона состоит в том, что они разработаны для условий нормального симметричного закона распределения генеральной совокупности и отсутствия автокорреляции. В тоже время эмпирические распределения, например, характеристик дождевого стока имеют большую асимметрию, и в ряде случаев, во временных рядах может иметь место статистически значимая автокорреляция между смежными членами ряда ($r(1)$). Для учета таких особенностей гидрологической информации были проведены работы по расширению таблиц статистических критериев наиболее часто применяемых в гидрологии (критерии Диксона, Смирнова-Грабса) и полученные результаты представлены в настоящих рекомендациях и в работе [Рекомендации, 1984].

Статистики критериев Диксона рассчитываются на основании эмпирических данных по следующим формулам:

а) для максимального члена ранжированной в возрастающем порядке выборки (Y_n):

$$D1_n = (Y_n - Y_{n-1})/(Y_n - Y_1), \tag{6.1}$$

$$D2_n = (Y_n - Y_{n-1})/(Y_n - Y_2), \tag{6.2}$$

$$D3_n = (Y_n - Y_{n-2})/(Y_n - Y_2), \tag{6.3}$$

$$D4_n = (Y_n - Y_{n-2})/(Y_n - Y_3), \tag{6.4}$$

$$D5_n = (Y_n - Y_{n-2})/(Y_n - Y_1), \tag{6.5}$$

б) для минимального члена ранжированной в возрастающем порядке выборки (Y_1):

$$D1_1 = (Y_1 - Y_2)/(Y_1 - Y_n), \tag{6.6}$$

$$D2_1 = (Y_1 - Y_2)/(Y_1 - Y_{n-1}), \tag{6.7}$$

$$D3_1 = (Y_1 - Y_3)/(Y_1 - Y_{n-1}), \tag{6.8}$$

$$D4_1 = (Y_1 - Y_3)/(Y_1 - Y_{n-2}), \tag{6.9}$$

$$D5_1 = (Y_1 - Y_3)/(Y_1 - Y_n), \tag{6.10}$$

где: $Y_1 < Y_2 < ... < Y_n$, и n — объем выборки*.

* **Примечание редакторов:** В данном случае эмпирические данные располагаются не в убывающем порядке, как это принято в отечественной гидрологии, а в возрастающем порядке, как это принято в курсах теории вероятностей, математической статистики и в некоторых странах в области гидрологии. Поэтому для расчета эмпирической обеспеченности в формуле в числителе должна стоять не единица, а общее число членов ряда. В связи с этим целесообразно критерии Диксона и Смирнова Грабса представить в виде удобном для отечественных гидрологов, то есть в убывающем порядке. В этом случае просто поменяются местами статистики Диксона для минимальных и максимальных членов ряда. Аналогичное положение дел далее для статистики Смирнова-Грабса.

Статистика критерия Смирнова-Грабса для максимального члена ранжированной последовательности (Y_n) рассчитывается по формуле:

$$G_n = (Y_n - Y_{cp})/\sigma, \tag{6.11}$$

и для минимального (Y_1):

$$G_1 = (Y_{cp} - Y_1)/\sigma, \tag{6.12}$$

где: Y_{cp}, σ — среднее значение и среднее квадратическое отклонение анализируемой выборки.

Оценка однородности по критериям состоит в сравнении расчетного значения статистики критерия, полученной по эмпирических данным, с ее критическим обобщенным значением из таблиц или номограмм при заданном уровне значимости, объеме выборки, коэффициентах автокорреляции и асимметрии. Уровень значимости обычно задается равным 5%, что соответствует принятию нулевой гипотезы об однородности с вероятностью 95%. Коэффициенты автокорреляции и асимметрии в связи с их большими случайными выборочными погрешностями, рекомендуется определять по совокупности рядов-аналогов в однородном районе [Свод, 2004, СНиП, 1983]. В результате гипотеза однородности может быть принята в том случае, если расчетное значение статистики меньше соответствующего критического значения.

Обобщенные для асимметричного распределения Пирсона III типа с учетом внутрирядной связанности критерии Диксона и Смирнова-Грабса приведены в таблицах Б.1–Б.12 Приложения Б имеют следующие особенности:

1. Значимая асимметрия в анализируемых выборках приводит к увеличению критических значений статистик, определенных для исходного нормального распределения, если проверяется максимальное значение ряда, и к уменьшению критических значений этих статистик при проверке члена ряда, имеющего минимальное значение.

2. Влияние автокорреляции на статистики критериев не столь существенно, как асимметрии. При этом, чем больше асимметрия, тем в большей степени сказывается влияние автокорреляции. Поэтому, если использовать критерии Диксона и Смирнова-Грабса, основанные на классическом распределении нормально распределенных совокупностей исходных данных, можно допустить существенную ошибку. Ошибка состоит в том, что можно принять минимальное отклоняющееся значение принадлежащим к данной совокупности, тогда как в действительности оно является неоднородным и принадлежит к другому распределению и, наоборот, считать аномальным одно или несколько максимальных значений, тогда как они принадлежат к тому же асимметричному распределению.

Примеры применения критериев Диксона для анализа резко отклоняющихся значений на кривой обеспеченности, критерия Смирнова-Грабса для анализа резко отклоняющихся значений, критерия оценки однородности экстремумов максимальных расходов воды рассматривается в **Приложении А** (А.2–А.4).

6.4. Критерии однородности средних значений, дисперсий и функций распределения гидрологических характеристик

Выборочные средние значения распределены по нормальному закону, если исходные данные также распределены по нормальному закону или исходные данные имеют продолжительные наблюдения. Следовательно, можно утверждать, что распределение выборочных средних значений приблизительно подчиняется нормальному закону. После процедуры восстановления данных наблюдений за более ранние годы, в годы пропуска наблюдений и за более поздние годы для закрытых постов, то есть после осуществления процедуры приведения непродолжительных рядов наблюдений к многолетнему периоду, обычно гидрологические характеристики имеют достаточную продолжительность, чтобы выборочные средние были распределены приблизительно по нормальному закону. Это обстоятельство привело к тому, что в курсах математической статистики обычно приводится много критериев однородности выборочных средних значений. В инженерных гидрологических расчетах, как правило, применяется статистический критерий Стьюдента.

Расчетное значение статистики критерия **Стьюдента** определяется по формуле

$$t = \frac{y_{ср_I} - y_{ср_{II}}}{\sqrt{n_1\sigma_I^2 + n_2\sigma_{II}^2}} \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 2)}{n_1 + n_2}} \qquad (6.13)$$

где: Y_{cpI}, Y_{cpII}, σ_I^2, σ_{II}^2 — средние значения и дисперсии двух последовательных выборок, n_1 и n_2 — объемы выборок.

Вместе с тем этот критерий предусматривает независимость исходных рядов речного стока, включая отсутствие автокорреляции между смежными членами гидрологических характеристик. Кроме того, при небольшой продолжительности исходных асимметричных рядов гидрологических характеристик, когда привести их к многолетнему периоду не представилось возможным, распределение выборочных средних может значительно отличаться от нормального закона и, следовательно, при использовании классического критерия однородности можно допустить существенную погрешность. Поэтому в настоящих рекомендациях представлено обобщение классического критерия однородности Стьюдента применительно к коррелированной во времени и пространстве и асимметричной гидрологической информации. Необходимо отметить, что коэффициенты асимметрии и автокорреляции между смежными членами рядов гидрологических характеристик определяются по эмпирическим данным с большой случайной и даже систематической погрешностью. Поэтому рекомендуется оценки отмеченных параметров осуществлять в результате группового анализа в однородном гидрологическом районе с привлечением наиболее продолжительных рядов наблюдений, включая приведение к многолетнему периоду. [Свод, 2004]

Критические значения **классического критерия Колмогорова-Смирнова** определяются по таблице Б.17 **Приложения Б** при коэффициенте автокорреляции между стоком смежных лет равном нулю.

Расчетное значение классической статистики критерия Стьюдента для оценки стационарности двух средних значений последовательных выборок определяется по формуле (6.13).

Критические значения **обобщенных статистик Стьюдента** определяются при равных объемах выборок из таблицы Б.15 **Приложения Б** или рассчитываются по уравнению:

$$t'_{\alpha}=C_t \cdot t_{\alpha}. \qquad (6.14)$$

где: t'_{α} — критическое значение статистики Стьюдента при наличии автокорреляции.

t_{α} — критическое значение статистики Стьюдента для случайной совокупности при том же числе степеней свободы $k=n_1+n_2-2$;

C_t — переходный коэффициент. определяемый в зависимости от коэффициента автокорреляции, определяемый по таблице Б.16 **Приложения Б**.

Оценка стационарности по критерию Стьюдента осуществляется также путем сравнения расчетных и критических значений статистик. Если расчетное значение меньше критического при заданном уровне значимости гипотеза об однородности и в данном случае стационарности не отклоняется. При анализе стационарности многолетних колебаний гидрологических характеристик исходный ряд, приведенный к многолетнему периоду, разбивается на две равные части, по которым производится оценка однородности выборочных средних. Если верна нуль гипотеза, то рассматриваемый исходный ряд наблюдений признается однородным и следовательно стационарным по отношению к средним значениям. Если же отвергается нуль гипотеза, то признается альтернативная гипотеза неоднородности выборочных средних до тех пор пока новые данные не опровергнут альтернативную гипотезу. Аналогичным образом подобный анализ может быть выполнен и по отношению к критериям согласия выборочных данных и принятой аналитической кривой обеспеченности, а также к выборочным дисперсиям, к рассмотрению которых мы приступаем далее.

Однородность двух выборок можно оценить по критерию **Колмогорова-Смирнова**, который является свободным от вида распределения сравниваемых выборок. Статистика критерия Колмогорова-Смирнова рассчитывается по формуле:

$$D = \max /P_1-P_2/ ,$$

где P_1 и P_2 — эмпирические обеспеченности двух сравниваемых выборок, которые рассчитываются по формуле:

$$P_m = m/n+1.$$

Критерий однородности Колмогорова-Смирнова наиболее чувствителен к изменению выборочных средних. Поэтому этот критерий и представлен в данном разделе. Обобщенные значения критерия Колмлгорова-Смирнова представлены в таблице Б.17 **Приложения Б**.

В практике гидрологических расчетов для анализа многолетних колебаний гидрологических характеристик наибольшее применение нашел критерий однородности выборочных дисперсий Фишера.

При оценке стационарности дисперсий для последовательных частей ряда применяется критерий Фишера. также обобщенный для особенностей гидрологической информации [Методические, 1984]. Анализ по критериям Стьюдента и Фишера осуществляется после того, как проведена оценка на отсутствие резко отклоняющихся экстремумов существенно влияющих на значения средних зна-

чений и особенно дисперсий. Для оценки стационарности дисперсий (критерий Фишера) и средних значений (критерий Стьюдента) временной ряд разбивается на две или несколько выборок. Причем границы разбиения желательно связать с датами предполагаемого нарушения стационарности. Если такие даты установить не представилось возможным, то разделения ряда производится по равному количеству всех частей. Расчетные значения статистики Фишера определяются по формуле:

$$F = \sigma_j^2 / \sigma_{j+1}^2. \qquad (6.15)$$

при $\sigma_j^2 > \sigma_{j+1}^2$.

где σ_j^2, σ_{j+1}^2 — соответственно дисперсии двух следующих друг за другом частей выборок (j и $j+1$) объемом n_1 и n_2.

Гипотеза о стационарности дисперсий принимается при заданном уровне значимости α(%). если расчетное значение статистики критерия меньше критического ($F<F^*$) при заданных степенях свободы, соответствующих объемам выборок (n_1 и n_2).

Критические значения статистики Фишера (F^*) в зависимости от уровня значимости α(%), коэффициентов внутрирядной ($r(1)$) и межрядной корреляции (R) и коэффициентах асимметрии при равных объемах двух выборок ($n_x = n_y$) приведены в таблице Б.13 **Приложения Б**.

При объемах выборок n_1 и n_2 больше или равных 25 членам ряда можно использовать классическое F-распределение для нормально распределенных независимых случайных величин с новыми степенями свободы. которые зависят от автокорреляции и асимметрии и определяются по формулам:

$$n_{1F} = \frac{n_1 g}{1 + \frac{2r^2}{1-r^2}\left[1 - \frac{1-r^{2n_1}}{n_1(n_1(1-r^2)}\right.}, \qquad (6.16)$$

$$n_{2F} = \frac{n_2 g}{1 + \frac{2r^2}{1-r^2}\left[1 - \frac{1-r^{2n_2}}{n_2(n_2(1-r^2)}\right.}, \qquad (6.17)$$

где: g — коэффициент, учитывающий влияние асимметрии исходной совокупности и определяемый по таблице Б.14 **Приложения Б**, r — коэффициент автокорреляции между смежными членами ряда.

В **Приложении А** (А.5–А.7) даны примеры оценки однородности и стационарности притока в озера охладители Песьва и Удомля Калининской атомной станции, оценки однородности и стационарности многолетних колебаний осадков и температуры воздуха, а также пример оценки однородности и стационарности максимальных расходов р. Днепр за многолетний исторический ряд.

6.5. Доверительные границы к квантилям распределения и эмпирическим обеспеченностям гидрологических характеристик

Оценка статистической однородности эмпирической кривой обеспеченности гидрологических характеристик может осуществляться с использованием доверительных границ к квантилям распределения, которые обусловлены случайными флуктуациями выборочных данных.

Доверительные границы к квантилям распределения **в общем случае** в соответствии с монографией [Рождественский А.В., 1977] можно рассчитать для распределения С.Н. Крицкого – М.Ф. Менкеля и Пирсона III типа в диапазоне изменения следующих параметров:

1. Норма стока всегда принимается равной единице, то есть рассматриваются модульные коэффициенты основных гидрологических характеристик. Из этого следует, что полученные значения ординат кривой обеспеченности гидрологической характеристики должны быть умножены на среднее значение ряда наблюдений;
2. Коэффициенты вариации задавались в диапазоне от 0,1 до 1,5;
3. Коэффициенты асимметрии задавались от Cs=0 до Cs= 6Cv;
4. Объемы выборок принимались от 10 до 200;
5. Коэффициенты автокорреляции между стоком смежных лет задавались от нуля до 0,9 и в некоторых случаях даже больше.

Таким образом, диапазон изменения параметров распределения включал все возможные пределы изменения выборочных данных гидрометеорологических характеристик. Расчеты осуществлялись при двух параметрах (среднее значение и коэффициент вариации, а коэффициент асимметрии принимался фиксированным от коэффициента вариации, то есть Cs=κCv, где κ принималось от нуля до шести) и трех параметрах (среднее значение, и коэффициенты вариации и асимметрии) определяемых по выборочным данным. Если отношение коэффициента асимметрии к коэффициенту вариации определяется на основе группового анализа по данным наиболее продолжительных наблюдений в однородном гидрологическом районе, то следует принять рассеивание квантилей распределения (доверительные границы) при двух параметрах, определяемых по выборочным данным. Такой вариант расчета отношения коэффициента асимметрии к коэффициенту вариации предусматривается нормативным документом СП 33-101-2003. В этом случае случайные ошибки выборочных квантилей будут меньше чем при трех параметрах, определяемых по выборочным данным. Принятая методология и алгоритм решения задачи по определению доверительных границ к квантилям распределения, а также результаты произведенных расчетов содержатся в работе [Рождественский А.В., 1977].

Доверительные же границы к эмпирическим обеспеченностям содержатся в многочисленных курсах теории вероятностей и математической статистики. [Рождественский А.В., Чеботарев А.И., 1974]. Ограниченные сведения по оценке доверительных границ к эмпирическим обеспеченностям можно найти в нормативных документах [СНиП 2.01.14-83 и СП 33-101-2003], в которых представлены доверительные границы к эмпирической обеспеченности максимального члена ранжированных рядов гидрометеорологических характеристик. Таким

образом, на основании доверительных границ к квантилям ранжированных рядов гидрологических характеристик можно оценить их статистическую однородность. Особо следует подчеркнуть, что на основании работы [Рождественский А.В., 1977] могут быть получены в самом общем случае доверительные границы к любым квантилям распределения, в том числе, за пределами наблюденных данных, начиная от квантиля 0,01% и более, что имеет большое значение в практике инженерных гидрологических расчетов. Эта информация может оказаться полезной при оценке однородности отскакивающих точек при построении эмпирических и аналитических кривых обеспеченности. Следует особо отметить. что результаты оценки случайных погрешностей выборочных квантилей распределения могут быть использованы при усовершенствовании нормативов при определении расчетных гидрологических характеристик. включая среднегодовые, максимальные и минимальные расходы воды. Кроме того, следует сразу оговорить, что расчеты случайных погрешностей выборочных ординат кривых обеспеченностей определяются с учетом коэффициента автокорреляции между смежными членами ряда и коэффициента асимметрии рассматриваемой гидрологической характеристики.

Случайные же погрешности к эмпирическим обеспеченностям, представленные в классических курсах теории вероятностей и математической статистики представляют собой непараметрическую задачу и не учитывают особенности гидрологической информации. Поэтому в качестве основного метода оценки случайных погрешностей ординат кривых обеспеченности рекомендуется принимать доверительные границы к квантилям распределения.

Алгоритм расчета случайных погрешностей выборочных квантилей распределения гидрологических характеристик

Наиболее полно методология и принятый алгоритм расчета изложен в работе [Рождественский. 1977]. Поэтому далее приводятся лишь основные итоги этой работы. Статистическое моделирование случайных последовательностей осуществлялось с использованием математического аппарата линейной регрессии применительно к нормально распределенным совокупностям с последующей трансформацией моделированного ряда в распределение Пирсона III типа и трехпараметрическое гамма распределение С.Н. Крицкого и М.Ф. Менкеля. При этом была установлена связь коэффициентов автокорреляции между стоком смежных лет для нормально распределенных и гамма распределенных случайных последовательностей.

В таблице 6.10 представлена схема расчетов по определению доверительных границ выборочных квантилей распределения применительно к гидрометеорологической информации при использовании кривых распределения вероятностей С.Н. Крицкого и М.Ф. Менкеля, а также биномиального закона распределения.

На первом этапе осуществляется статистическое моделирование случайной последовательности чисел объема N с разбиением этой последовательности на выборки меньшего объема n с числом выборок $N/n = l$. При этом задается тип распределения (Пирсона Ш типа, или С.Н. Крицкого и М.Ф Менкеля) с входящими в него параметрами распределения (среднее значение, коэффициенты вариации, асимметрии и автокорреляции между смежными членами ряда). По со-

Таблица 6.10. Схема расчетов по оценке выборочных параметров и ординат (доверительных границ) кривой обеспеченности

Этап 1	Этап 2	Этап 3
Смоделированная последовательность (x_{ji}) объема $N=ln$ по заданному закону распределения и параметрам $\bar{x}^*$, C_v^*, C_s^*, r^*, n, N	Выборочные параметры $(\bar{x}, C_v, C_s, r)$, рассчитанные по ряду объема n	Выборочные ординаты кривой обеспеченности $(x_{p\%})$ при двух $(\bar{x}, C_v)$ и трех $(\bar{x}, C_v, C_s)$ свободно назначаемых параметрах
$x_1 \quad x_2 \quad \dots x_i \quad \dots x_n$	$\bar{x}_1 \quad C_{v_1} \quad C_{s_1} \quad r_1$	$x_{1;\,0,001} \quad x_{1;\,0,01} \dots x_{1;\,99,9}$
$x_{n+1} \quad x_{n+2} \quad \dots x_{n+i} \quad \dots x_{2n}$	$\bar{x}_2 \quad C_{v_2} \quad C_{s_2} \quad r_2$	$x_{2;\,0,001} \quad x_{2;\,0,01} \dots x_{2;\,99,9}$
. . . . .	. . . .	. . .
$x_{(j-1)n+1} \; x_{(j-1)n+2} \dots x_{(j-1)n+i} \dots x_{jn}$	$\bar{x}_j \quad C_{v_j} \quad C_{s_j} \quad r_j$	$x_{j;\,0,001} \quad x_{j;\,0,01} \dots x_{j;\,99,9}$
. . . . .	. . . .	. . .
$x_{(l-1)n+1} \; x_{(l-1)n+2} \dots x_{(l-1)n+i} \dots x_{ln}$	$\bar{x}_l \quad C_{v_l} \quad C_{s_l} \quad r_l$	$x_{l;\,0,001} \quad x_{l;\,0,01} \dots x_{l;\,99,9}$

Этап 4	Этап 5
Расчеты $\bar{x}$, C_v, C_s, r по всей смоделированной последовательности объема N	Параметры распределения выборочных параметров	Параметры распределения выборочных ординат кривых обеспеченностей
	$\bar{x} \quad \bar{C}_v \quad \bar{C}_s \quad \bar{r}$	$\bar{x}_{0,001} \quad \bar{x}_{0,01} \dots \bar{x}_{99,9}$
	$C_{v\bar{x}} \quad C_{vC_v} \quad C_{vC_s} \quad C_{vr}$	$C_{vx_{0,001}} \quad C_{vx_{0,01}} \dots C_{vx_{99,9}}$
	$\sigma_{\bar{x}} \quad \sigma_{C_v} \quad \sigma_{C_s} \quad \sigma_r$	$\sigma_{x_{0,001}} \quad \sigma_{x_{0,01}} \dots \sigma_{x_{99,9}}$
	$C_{s\bar{x}} \quad C_{sC_v} \quad C_{sC_s} \quad C_{sr}$	$C_{sx_{0,001}} \quad C_{sx_{0,01}} \dots C_{sx_{99,9}}$

поставлению заданных значений параметров распределения с рассчитанными значениями по моделируемой совокупности объема N можно судить о качестве моделируемых последовательностей чисел. Обычно задавались такие значения моделируемой последовательности чисел N, чтобы окончательные расчеты всех рассмотренных оценок, представленных в таблице 6.10 были с погрешностью менее 0,01, что вполне достаточно для инженерных гидрологических расчетов.

На втором этапе производятся расчеты выборочных оценок параметров распределения и коэффициента автокорреляции для каждой выборки объема n при числе таких выборок равных l.

На третьем этапе рассчитываются стандартные (27 ординат) значения выборочных ординат кривых обеспеченности для каждой выборки объема n.

На четвертом этапе производятся вычисления стандартных параметров распределения и коэффициента автокорреляции по рядам, полученным на втором этапе.

На пятом, заключительном этапе производятся расчеты стандартных параметров распределения по рядам 27 ординат кривых обеспеченностей, полученных на третьем этапе.

Важно отметить, что очень большой объем информации, полученной на третьем этапе, по распределению выборочных квантилей распределения вероятностей, на пятом этапе эта информация многократно уменьшена путем расчета трех параметров распределения выборочных квантилей. Данная операция многократно была проверена на основе сопоставления эмпирических значений выборочных квантилей с аналитической их аппроксимацией распределением Пирсона Ш типа с параметрами, полученными на пятом этапе.

Таким образом, на последнем пятом этапе для каждой из 27 ординат кривой обеспеченности будем иметь три оценки параметров распределения (среднее значение, коэффициенты вариации и асимметрии), на основании которых могут быть получены аналитические функции распределения случайных погрешностей для распределения Пирсона Ш типа и распределения С.Н. Крицкого и М.Ф. Менкеля при двух и трех параметрах оцениваемых по выборочным данным.

Построение доверительных границ к квантилям распределения при трех параметрах, определяемых по выборочным данным

Зададимся следующими несмещенными оценками параметров для распределения Пирсона III типа при трех параметрах определяемых по выборочным данным: среднее значение равно единице; коэффициент вариации равен 1,0; коэффициент асимметрии равен 2, коэффициент автокорреляции между стоком смежных лет равен 0, число лет наблюдений — 50. При этих значениях параметров распределения не требуется производить линейную и нелинейную интерполяцию табличных значений, представленных в работе [А.В. Рождественский, 1977]. В следующем примере будут рассмотрены варианты расчетов с интерполяцией табличных значений с использованием программного вычислительного комплекса разработанного в ГГИ.

Требуется определить верхние доверительные границы различной обеспеченности (0,01; 0,1; 1,0; 3,0; 5,0; 10; 20; 25 %) к следующим квантилям распределения: 0,01; 0,1; 1,0; 3,0; 5,0; 10; 20; 25 %. Иными словами верхние доверительные границы различной обеспеченности от 0,01% до 25% задаются для каждой ординаты кривой обеспеченности от 0,01 до 25%. В данном случае предполагается, что рассматрива-

ются максимальные расходы воды. Поэтому коэффициент автокорреляции между стоком смежных лет принят равным нулю и рассматриваются лишь верхние доверительные границы к максимальным расходам воды, которые представляют наибольший интерес в практике инженерных гидрологических расчетов.

Определим случайное рассеивание выборочных квантилей (верхние доверительные границы) применительно к исходным значениям поставленной задачи.

По данным работы [А.В. Рождественский, 1977, Приложения XV] «Нормированные отклонения от среднего значения ординат биномиальной кривой обеспеченности (распределение Пирсона Ш типа)» определяем значения интересующих нас квантилей распределения вероятностей и представим их в виде таблицы 6.11 (первая строчка). Вычисления выполнены по формуле: $\kappa_p = [\Phi(p, c_s)]\, c_v + 1$.

Таблица 6.11. Параметры распределения ординат кривой обеспеченности

№ п/п	Параметры распределения	Обеспеченность ординат, p%					
		0,01	0,1	1	5	10	25
1	$\kappa_p = [\Phi(p, C_s)]C_v + 1$	**9,21**	**6,91**	**4,60**	**3,00**	**2,30**	**1,39**
2	σ_{xp}	2,44	1,66	0,92	0,48	0,34	0,22
3	Cs_{xp}	1.4	1.3	0,9	0,6	0,60	0,60

Вторая строчка таблицы 6.11 получена в работе [Рождественский А.В., 1977, Приложение XIв.] при заданных значениях выборочных параметров и коэффициента автокорреляции между смежными значениями членов ряда: $x = 1$, $C_v = 1$, $C_s = 2$, $N = 50$, $r = 0$.

Третья строчка таблицы 6.11 получена по работе [Рождественский А.В., 1977, Приложение XIIв.] при заданных значениях: $x = 1$, $C_v = 1$, $C_s = 2$, $N = 50$, $r = 0$.

По параметрам распределения, представленным в таблице 6.11, рассчитаны ординаты кривых обеспеченностей для распределения Пирсона Ш типа, которые вызывают наибольший практический интерес в области инженерных гидрологических расчетов. Результаты произведенных расчетов помещены в таблицу 6.12 и на рисунке 6.7.

Таблица 6.12. Верхние доверительные границы к исходной кривой обеспеченности

Обеспеченность верхних доверительных границ, %	Обеспеченность исходной кривой, %					
	0.01	0.1	1	5	10	25
	9.21	**6.91**	**4.6**	**3**	**2.3**	**1.39**
0.01	25.97	17.93	9.87	5.42	4.02	2.5
0.1	21.63	15.13	8.63	4.9	3.65	2.26
1	17.19	12.24	7.32	4.32	3.24	2
5	13.94	10.1	6.31	3.86	2.91	1.79
10	12.48	9.13	5.83	3.64	2.75	1.68
25	10.41	7.76	5.12	3.29	2.51	1.52

Примечание: Жирным шрифтом обозначены ординаты исходной кривой обеспеченности.

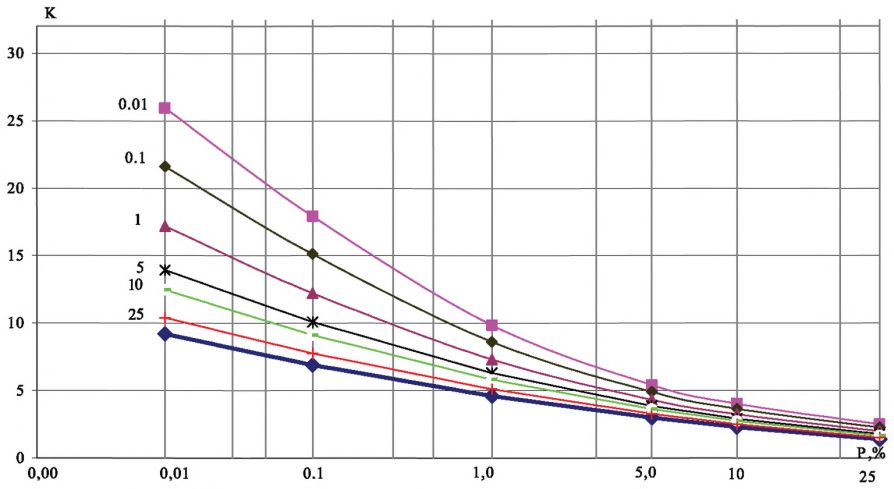

Рис. 6.7. Верхние доверительные границы к квантилям распределения

На рисунке 6.7 жирной линией нанесена исходная кривая обеспеченности, полученная по исходным данным параметров распределения: x=1, C_v=1, C_s=2, N=50, r =0. Верхние же доверительные границы 0,01; 0,1; 1,0; 5,0; 10, 25 % нанесены тонкими линиями.

Верхние доверительные границы 0,01 и 0,1% обеспеченности в настоящее время практически не используются из-за исключительно редкой их вероятности наступления, особенно при обеспеченностях эмпирических данных менее одного процента, т.к. эта область практически не освещается данными наблюдений. Вместе с тем, часто возникает необходимость исключительно большой надежности того или иного объекта проектирования (например, атомные электростанции, крупнейшие гидроэлектростанции и другие сооружения, которые должны быть застрахованы больше, чем это принято в настоящее время от возможных разрушений по гидрологическим причинам), когда может оказаться полезным исключительно большая гарантия от возможности разрушения сооружения по гидрологическим причинам. Этот вопрос в большей мере относиться к гидротехнической науке, чем гидрологической, и должен определяться в результате технико-экономического и социального обоснования того или иного сооружения. По крайней мере, данный вопрос с точки зрения гидрологической науки решен в настоящее время при инженерных гидрологических расчетах. При изменении уровня ответственности (класса капитальности сооружения) вполне может оказаться полезной информация, представленная в работе [А.В. Рождественский, 1977] и в частном случае на рисунке 6.7. Больше того, в данной монографии предлагается новая система нормирования, в которой уже сейчас может быть использована информация о случайных погрешностях выборочных квантилей распределения очень малой вероятности превышения. Данное предложение делает нормирование гидрологических характеристик физически и статистически более обоснованными по сравнению с существующими нормативами.

Наибольший практический интерес при оценке однородности данных гидрометрических наблюдений представляют верхние доверительные границы 1,0 и 5.0 % обеспеченности, что соответствует 1,0% и 5% уровню значимости при оценке однородности максимальных расходов воды, или, что тоже самое, 99% и 95%-ой вероятности верхней доверительной границы к эмпирическим обеспеченностям. Если эмпирические точки выходят за пределы, допустим, 95%-ой верхней доверительной границы, то это будет означать, что с 95% уверенностью, или что тоже самое с 5%-ым уровнем значимости можно утверждать о том, что эти эмпирические точки неоднородны по отношению ко всем остальным членам ряда. Или наоборот, если все точки эмпирического ряда располагаются ниже 95%-ой верхней доверительной границы, то из этого можно сделать вывод, что рассматриваемый ряд наблюдений статистически однороден с заданным уровнем надежности (95%). В случае же, когда, скажем, одна точка эмпирического ряда наблюдений выскакивает за пределы верхней 95%-ой доверительной границы, то эта точка признается не однородной с 5%-ым уровнем значимости, по крайней мере, до тех пор, пока новые данные гидрометрических наблюдений не опровергнут или подтвердят эту гипотезу. Далее эту точку следует дополнительно проанализировать гидрологическими методами (раздел 5), выявить физическую причину этой неоднородности и учесть в последующих расчетах кривой обеспеченности в соответствии с разделом 6 настоящих рекомендаций. Но никогда эту точку нельзя исключать из результатов расчета, как это иногда отмечается в технической литературе, ввиду ее исключительно большого значения при определении расчетного значения различного рода проектирования. Единственный случай исключения наблюденных данных из последующих расчетов может быть оправдан, когда имеет место брак гидрометрических наблюдений, который может быть установлен только в результате тщательного гидрологического и гидрометрического анализа исходных данных наблюдений.

В приведенных расчетах учитывалась асимметрия распределения выборочных ординат кривых обеспеченности, что значительно увеличивало и несколько усложнило произведенные расчеты. Поэтому приведем прием значительного упрощения по определению доверительных границ к квантилям распределения, в котором предполагается нормальный закон распределения выборочных ординат кривой обеспеченности. Суть этого приема заключается в том, что при знании только среднего квадратического отклонения в рассеивании выборочных ординат кривой обеспеченности можно с определенной степенью уверенности получить значения доверительных границ без построения всей функции распределения ординат кривой обеспеченности с учетом асимметрии распределения выборочных ординат к кривой обеспеченности. Для этого достаточно среднюю квадратическую погрешность определения выборочных квантилей распределения умножить на два для определения верхней 95%-ной границы и далее прибавить это число к аналитической оценке данного квантиля и сразу получим значение интересующей нас верхней доверительной границы 95%-ой обеспеченности. Для того, чтобы определить верхнюю доверительную границу 99%-ой обеспеченности среднюю квадратическую ошибку данного квантиля следует умножить на три и полученное значение прибавить к значению ординаты аналитической кривой обеспеченности. Результаты произведенных расчетов по оценке верхних доверительных границ упрощенным

способом, который очень часто применяется в курсах теории вероятностей и математической статистики, представлены в таблице 6.13.

Таблица 6.13. Верхние доверительные границы к квантилям 1% и 5%-обеспеченности, рассчитанные упрощенным способом

Обеспеченность верхних доверительных границ, %	Обеспеченность %	
	1	5
0.01	16.53	13.69
0.1	11.89	10.13
1	7.36	6.44
5	4.44	3.96
10	3.32	2.98
25	2.05	1.83

Сопоставляя результаты расчетов, представленных в таблицах 6.12 и 6.13, видим вполне удовлетворительное согласие верхних доверительных границ 1% и 5%- обеспеченности, по крайней мере, в диапазоне интересующих нас обеспеченностей, что дает основание использовать упрощенный метод определения верхних доверительных границ. Это тем более целесообразно делать потому, что в современных вычислительных программах обычно приводятся расчеты средних квадратических ошибок выборочных ординат кривых обеспеченностей. До сих пор рассматривались доверительные границы к кривым обеспеченностям, определяемые по трем свободно назначаемым параметрам (x, C_v, C_s). По данным работы [А.В.Рождественский, 1977] аналогичным образом могут быть получены доверительные границы к кривой обеспеченности при двух параметрах (x, C_v), определяемых по выборочным данным. Коэффициент же асимметрии в этом случае определяется по фиксированному отношению коэффициента асимметрии к коэффициенту вариации, которое практически может устанавливаться в результате группового анализа данного параметра, что предусматривается нормативным документом СП 33-101-2003. Естественно, доверительные границы к квантилям распределения в этом случае будут уменьшены по сравнению со случаем, когда они определяются по трем параметрам, определяемым по выборочным данным. Это связано с долей случайного рассеивания квантилей распределения, обусловленного случайными ошибками выборочных коэффициентов асимметрии. Другими словами можно утверждать, что случайное рассеивание выборочных квантилей при двух параметрах, определяемых по выборочным данным, будет меньше, чем по трем параметрам, включая рассеивание квантилей распределения за счет дополнительного рассеивания коэффициента асимметрии.

В таблице 6.14 приводятся сравнительные данные по верхним и нижним доверительным границам, полученным по средним квадратическим отклонениям выборочных квантилей распределения для распределения Пирсона III типа, определяемых по двум и трем параметрам распределения при C_s=2C_v, что соответствует случаю, когда распределения Пирсона III типа и распределения С.Н. Крицкого и М.Ф. Менкеля совпадают и когда это распределение имеет предел простирания от ноля до бесконечности. Далее приводится анализ этой

таблицы при различном задании объема выборочных данных и выборочных параметров распределения.

С увеличением коэффициента вариации при прочих равных условиях расхождение средних квадратических погрешностей, полученные при двух и трех параметрах, определяемых по выборочным данным, увеличивается. Естественно, случайные средние квадратические погрешности, полученные по трем свободно назначаемым параметрам больше чем при двух свободно назначаемых параметрах. Эти различия уменьшаются с увеличением обеспеченности, достигая нулевых значений при обеспеченностях более 50% и при сравнительно малых коэффициентах вариации (при C_v<0.5) и объеме выборочных данных 50 лет наблюдений. При объеме данных наблюдений 100 лет эти различия прекращаются при обеспеченности больше 50% и при коэффициенте вариации уже меньше 1.0. Из этого можно сделать очень важный вывод о том, что групповую оценку коэффициента асимметрии можно осуществлять лишь при повышенных значений коэффициентов вариации (при C_v<0.5 для объемов выборочных данных 50 лет и менее и при C_v<1, 0 для объемов выборочных данных 100 лет и менее). Эта зона представляет наибольший интерес для минимального, сезонного и годового стока рек.

Следовательно, при групповой оценке выборочных параметров распределения наибольший практический интерес представляется для рядов максимального стока, особенно с повышенной изменчивостью этого стока для рек южных районов России. Сравнение данных таблиц 6.13 и 6.14 показывает, что при повышенной асимметрии исходного распределения (C_s >4C_v), что свойственно рядам максимального весеннего и особенно дождевого стока, групповая оценка коэффициента асимметрии особенно полезна также при повышенных коэффициентах вариации.

Эти практически важные выводы получены исходя из теоретического анализа верхних и нижних доверительных границ к ординатам кривых обеспеченности, полученные на основании расчетов, выполненных в работе [А.В. Рождественский, 1977]. На основании произведенного анализа можно уточнить формулировку нормативного документа, которая заключается в необходимости осуществлять групповую оценку выборочных коэффициентов асимметрии или отношения C_s/C_v для всех гидрологических характеристик. В нормативном документе можно рекомендовать оставить лишь необходимость выполнения групповой оценки только для рядов максимального стока при обеспеченностях менее (25–50)%. Этот вывод сделан на основе анализа средних квадратических погрешностей ординат кривых обеспеченностей. Переходя к анализу верхних доверительных границ к ординатам кривых обеспеченности данный вывод должен сохраниться, что подтверждается таблицей 6.14.

Примеры оценки однородности максимальных и годовых расходов воды с использованием доверительных границ к квантилям распределения при трех параметрах, определяемых по выборочным данным приведены в **Приложении А** (А.8, А.9).

Таблица 6.14. Сравнительный анализ средних квадратических отклонений выборочных квантилей для распределения Пирсона III типа, определяемых по выборочным данным при двух и трех параметрах распределения, оцениваемых по выборочным данным наблюдений

n	C_v	P%												Число параметров
		0.01	0.1	1	5	10	25	50	75	80	90	95	99	
$C_s = 2\ C_v; r(1) = 0.3$														
50	0.3	0.24	0.2	0.14	0.11	0.09	0.07	0.06	0.05	0.05	0.06	0.06	0.06	$X_{ср.}, C_v$
		0.36	0.26	0.16	0.11	0.09	0.07	0.06	0.06	0.05	0.06	0.06	0.08	$X_{ср.}, C_v, C_s$
50	0.5	0.57	0.44	0.3	0.21	0.17	0.12	0.1	0.08	0.08	0.07	0.07	0.06	$X_{ср.}, C_v$
		0.79	0.56	0.34	0.22	0.17	0.13	0.1	0.08	0.08	0.08	0.08	0.13	$X_{ср.}, C_v, C_s$
50	1	2.17	1.56	0.97	0.6	0.44	0.28	0.18	0.11	0.1	0.07	0.04	0.02	$X_{ср.}, C_v$
		2.59	1.79	1.04	0.59	0.44	0.3	0.2	0.12	0.1	0.11	0.14	0.22	$X_{ср.}, C_v, C_s$
50	1.5	5.24	3.66	2.1	1.14	0.79	0.43	0.22	0.1	0.07	0.03	0.01	0	$X_{ср.}, C_v$
		5.55	3.79	2.12	1.13	0.8	0.49	0.27	0.12	0.11	0.15	0.2	0.27	$X_{ср.}, C_v, C_s$
100	0.3	0.13	0.11	0.08	0.07	0.06	0.05	0.04	0.04	0.04	0.04	0.05	0.05	$X_{ср.}, Cv$
		0.27	0.2	0.12	0.08	0.07	0.05	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04	0.06	$X_{ср.}, C_v, C_s$
100	0.5	0.26	0.21	0.16	0.12	0.1	0.08	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	$X_{ср.}, C_v$
		0.61	0.43	0.26	0.16	0.12	0.09	0.07	0.06	0.06	0.06	0.06	0.1	$X_{ср.}, C_v, C_s$
100	1	0.76	0.58	0.41	0.3	0.25	0.19	0.15	0.12	0.11	0.09	0.09	0.07	$X_{ср.}, C_v$
		2.12	1.44	0.8	0.44	0.32	0.22	0.15	0.08	0.08	0.1	0.13	0.19	$X_{ср.}, C_v, C_s$
100	1.5	1.53	1.14	0.77	0.54	0.44	0.32	0.23	0.14	0.13	0.09	0.09	0.13	$X_{ср.}, C_v$
		4.73	3.15	1.66	0.83	0.59	0.36	0.19	0.09	0.1	0.15	0.18	0.22	$X_{ср.}, C_v, C_s$
$C_s = 4\ C_v; r(1) = 0.3$														
50	0.3	0.54	0.36	0.22	0.14	0.11	0.07	0.05	0.05	0.05	0.04	0.04	0.04	$X_{ср.}, C_v$
		0.53	0.37	0.23	0.14	0.11	0.08	0.06	0.05	0.04	0.04	0.05	0.07	$X_{ср.}, C_v, C_s$
50	0.5	1.67	0.99	0.51	0.28	0.21	0.13	0.08	0.07	0.07	0.06	0.06	0.06	$X_{ср.}, C_v$
		1.3	0.89	0.52	0.3	0.22	0.15	0.1	0.06	0.05	0.05	0.07	0.11	$X_{ср.}, C_v, C_s$
50	1	6.82	3.62	1.6	0.74	0.49	0.25	0.15	0.11	0.11	0.1	0.09	0.08	$X_{ср.}, C_v$
		4.8	3.24	1.76	0.9	0.61	0.33	0.15	0.06	0.07	0.1	0.12	0.15	$X_{ср.}, C_v, C_s$
50	1.5	10.96	5.73	2.47	1.11	0.71	0.38	0.28	0.28	0.28	0.29	0.3	0.31	$X_{ср.}, C_v$
		10.5	6.91	3.65	1.74	1.1	0.5	0.17	0.11	0.13	0.16	0.18	0.2	$X_{ср.}, C_v, C_s$
100	0.3	0.4	0.27	0.16	0.1	0.08	0.05	0.04	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	$X_{ср.}, C_v$
		0.42	0.29	0.17	0.1	0.08	0.06	0.04	0.03	0.03	0.03	0.03	0.06	$X_{ср.}, C_v, C_s$
100	0.5	1.27	0.75	0.39	0.21	0.15	0.09	0.06	0.05	0.05	0.05	0.04	0.04	$X_{ср.}, C_v$
		1.06	0.72	0.4	0.22	0.16	0.11	0.07	0.04	0.04	0.05	0.06	0.09	$X_{ср.}, C_v, C_s$
100	1	5.53	2.92	1.27	0.58	0.37	0.18	0.11	0.09	0.09	0.08	0.08	0.08	$X_{ср.}, C_v$
		4.28	2.76	1.41	0.66	0.45	0.24	0.1	0.06	0.07	0.09	0.11	0.12	$X_{ср.}, C_v, C_s$
100	1.5	9.98	5.17	2.17	0.92	0.56	0.26	0.22	0.25	0.26	0.27	0.28	0.29	$X_{ср.}, C_v$
		9.9	6.07	2.99	1.28	0.8	0.34	0.1	0.09	0.1	0.12	0.13	0.13	$X_{ср.}, C_v, C_s$

7. Определение расчетных гидрологических характеристик по неоднородным данным

При наличии неоднородности исходных данных гидрометеорологических наблюдений, когда рассматриваемый ряд состоит из неоднородных элементов гидрометеорологического режима, эмпирические и аналитические кривые распределения устанавливают отдельно для каждой однородной совокупности. [Свод, 2004]

Расчетную кривую распределения вероятностей при наличии в ряду наблюдений одного значения элемента (объемом n_1, n_2, n_3, n_4 каждой однородной совокупности) общим объемом $n=n_1+n_2+n_3+n_4$ членов, ежегодные вероятности превышения (обеспеченности) при любом значении неоднородной случайной совокупности определяют по формуле:

$$P = (n_1P_1+n_2P_2+n_3P_3+n_4P_4)/(n_1+n_2+n_3+n_4)\,\%, \qquad (7.1)$$

где n_1, n_2, n_3, n_4 — число членов однородных элементов в четырех однородных совокупностях.

В практике гидрологических расчетов обычно встречается не более трех однородных совокупностей. Тогда формула (7.1) принимает вид:

$$P = (n_1P_1+n_2P_2+n_3P_3)/(n_1+n_2+n_3)\,\%, \qquad (7.2)$$

а при наличии двух однородных совокупностей будем иметь формулу:

$$P = (n_1P_1+n_2P_2)/(n_1+n_2)\,\%, \qquad (7.3)$$

При наличии в ряду наблюдений нулевых значений рассматриваемой гидрологической характеристики (например, минимальные расходы воды) ежегодные вероятности превышения определяют по формуле:

$$P = (n_1P_1)/(n_1+n_2)\,\%, \qquad (7.4)$$

где n_2 — число элементов выборки с нулевыми значениями.

Вероятности ежегодного превышения (обеспеченности) в формулах (7.1) – (7.4) выражаются в процентах.

При наличии в каждом году наблюдений за всеми однородными элементами гидрометеорологического режима ($n=n_1+n_2+n_3$) при трех однородных совокупностях ежегодную вероятность превышения при любом ее значении определяют по формуле:

$$P = [1-(1-P_1)(1-P_2)(1-P_3)]100\,\%, \qquad (7.5)$$

При двух однородных гидрометеорологических характеристиках формула (7.5) принимает вид:

$$P = (P_1-P_2-P_1P_2)100\,\%. \qquad (7.6)$$

Ставший уже классическим примером подобных расчетов являются максимальные расходы воды весенних половодий и дождевых паводков, когда в каж-

дом году имеют место и максимальный расход воды весеннего половодья и дождевых максимумов стока.

Вероятности ежегодного превышения в формулах (7.5) и (7.6) выражаются в долях единицы.

В **Приложении А** (А.10 – А.14) даны примеры по определению кривых обеспеченности гидрологических характеристик по неоднородным данным наблюдений.

8. Оценка значимости линейных трендов

Статистически значимые линейные тренды в ходе многолетних колебаний гидрометеорологических характеристик свидетельствуют о том, что имеет место статистическая неоднородность во времени или, что, тоже самое, нестационарность рассматриваемых гидрологических характеристик, т.к. в этом случае закономерно изменяется во времени среднее значение. В этом отношении данный критерий оценки однородности примыкает к оценке однородности средних значений с использованием критерия Стьюдента, когда исходный ряд наблюдений разбивается на две или более частей и далее сопоставляются выборочные средние по каждой части исследуемого ряда.

Анализ стационарности и случайности колебаний годового стока, а также пространственное распределение корреляционных функций годового стока и осадков за различные периоды времени подробно рассмотрен в монографии [Пространственно-временные..., 1988]. В этой монографии большое внимание уделено вопросам оценки стационарности гидрометеорологических характеристик и оценке структуры их многолетних колебаний. Результаты исследования показали, что при 5%-ом уровне значимости подавляющее число рядов наблюдений являются стационарными. Число нестационарных рядов при различных способах их оценки составляет 6–7%, что хорошо согласуется с принятым уровнем значимости 5%, в результате чего может быть сделан вывод о стационарности многолетних колебаний годового стока рек. Этот вывод получен по данным наблюдений за годовым стоком рек СССР/России с начала гидрометрических наблюдений по 1975 год включительно по всем водомерным постам с продолжительностью наблюдений более 40 лет. При подборе водомерных постов исключались данные наблюдений за годовым стоком, по которым имело место влияние хозяйственной деятельности в руслах рек и на водосборе. Поэтому представляет особый интерес сопоставить полученные выводы о стационарности многолетних колебаний годового стока с начала наблюдений до середины семидесятых годов с оценкой стационарности основных метеорологических факторов за тот же период, включая в основном анализ статистической значимости трендов средней годовой температуры воздуха по территории СССР/России, что и предпринято в настоящем разделе.

В технической литературе по гидрометеорологии в ходе многолетних колебаний различных гидрометеорологических характеристик, рассчитанных по ограниченному объему исходной информации, рассчитываются линейные и даже нелинейные тренды. [Винников К.Я., 1986, Поляк. И.И., 1979, Рубинштейн Е.С., 1979] с оценкой их статистической значимости. Вместе с тем в некоторых других работах иногда линейные тренды определялись по данным наблюдений за 10 лет и даже меньше без оценки их статистической значимости. В очень интересной и полезной работе [Винников К.Я., 1986] отмечается, что «...оценка трендов — процедура диагностическая, и результаты оценивания линейных, параболических, гармонических и любых других трендов не могут служить основой для прогноза предстоящих изменений климата посредством их формальной экстраполяции». При решении подобных задач особое место занимает оценка значимости, оцен-

ка надежности и точности полученных результатов расчета. В принципиальном плане эта задача легко решается при оценке значимости линейных уравнений регрессии рассматриваемой гидрометеорологической характеристики во времени, когда оценивается коэффициент регрессии или коэффициент корреляции рассматриваемой зависимости по отношению к его средней квадратической ошибке или по отношению к удвоенной средней квадратической ошибке при 5%-ом уровне значимости. Наибольшую трудность при оценке случайных погрешностей расчета коэффициента регрессии или корреляции вызывает учет коэффициента автокорреляции. Эта задача решена с использованием метода статистических испытаний [Рождественский А.В., 1977]. Если в результате подобного рода расчетов окажется, что тренд значимо (при определенном уровне значимости) отличается от нуля, то из этого следует вывод о нестационарности многолетних колебаний гидрометеорологической характеристики, или, что то же самое, о неоднородности рассматриваемого гидрометеорологического явления во времени. Представляет особый интерес сопоставить значимость оценки стационарности годового стока, выполненной в работе [Пространственно-временные, 1988] с оценкой стационарности или, что тоже самое, с оценкой статистической значимости линейных трендов многолетних колебаний средней годовой температуры воздуха по территории СССР/России за период от начала наблюдений до середины семидесятых годов прошлого века.

Поэтому рассмотрим лишь несколько примеров трендов статистически значимо и не значимо отличающихся от нуля. (**Приложение А**, примеры А.16.1–А.16.3). В этих примерах рассмотрены тренды глобальной температуры воздуха северного полушария и по широтным зонам, включая территорию бывшего СССР. Тренд средней глобальной температуры воздуха Северного полушария за 100 лет возрос на 0,5 градуса Цельсия, или тренд повышения уровня Мирового океана на 1,3 мм в год. В технической литературе практически не приводится сведений по корректной оценке статистической значимости отмеченных трендов, хотя приводятся далеко идущие выводы по практическому учету и экстраполяции полученных трендов на будущее время, нередко исчисляемое десятками и даже сотнями лет вперед.

Эта задача легко решается при оценке значимости линейных уравнений регрессии рассматриваемой гидрологической характеристики во времени ($У=f(t)$), где t — время. Оценки значимости тренда сводится к оценке значимости коэффициента корреляции R. При этом оценивается коэффициент корреляции R этой зависимости по отношению к случайной средней квадратической ошибке σ_R, т.е ($R/\sigma_R \geqslant ß$). При 5%-ом уровне значимости или при 95-% доверительной границе ß=2.

9. Оценка пространственно-временной структуры колебаний гидрометеорологических характеристик

9.1. Оценка однородности пространственно-временных корреляционных функций гидрометеорологических характеристик

Пространственно-временные корреляционные функции речного стока, отражающие пространственную структуру колебаний речного стока, представляют собой зависимость парных коэффициентов корреляции от расстояния между центрами тяжести водосборов. Интерес к расчету и анализу пространственной структуры различных характеристик речного стока и метеорологических факторов стока постоянно возрастает в связи с решением такого важного вопроса, как пространственная интерполяция гидрологических характеристик и параметров расчетных схем и формул при определении гидрологических характеристик при отсутствии данных наблюдений в расчетном створе. Кроме того, пространственные корреляционные функции используются при выборе пунктов-аналогов для восстановления данных наблюдений за прошлые годы, в период пропуска гидрологических наблюдений и, что особенно важно, за более поздние годы для закрытых, или законсервированных гидрологических постов. Пространственные корреляционные функции используются также при рационализации гидрологической сети и при решении многих других задач анализа гидрологической информации во времени и пространстве, включая оценку качества исходных данных гидрометрических наблюдений, включая анализ синхронности и асинхронности многолетних колебаний речного стока и его факторов.

Особое значение при решении отмеченных и других задач гидрологии имеет оценка статистической однородности эмпирических пространственно-временных корреляционных функций, которая, не редко, выступает в качестве критерия статистической и гидролого-генетической однородности рассматриваемой гидрологической характеристики речного стока на исследуемой территории.

На рисунке 9.1 представлена пространственно-временная корреляционная функция годового стока рек территории бывшего Советского Союза, построенная по данным всех гидрометрических наблюдений за годовым стоком продолжительностью наблюдений более 50 лет. Первый вопрос, который возникает при рассмотрении данного рисунка, заключается в выяснении причин рассеивания коэффициентов парной корреляции относительно осредненной, в общем случае не линейной, зависимости $R=f(L)$.

Впервые пространственная корреляционная функция годового стока, представляющая собой коэффициенты парной корреляции между стоком рек в зависимости от расстояния между центрами тяжести водосборов, получена Н.В. Сомовым [Сомов Н.В., 1963]. В этой работе использованы данные о годовом стоке крупных и средних рек Советского Союза, расположенных друг от друга на расстоянии до 9000 км. Полученные Сомовым данные позволили ему оценить синхронность и асинхронность стока крупных рек, что учитывалось при разра-

ботке схемы единой энергетической системы СССР, позволяющей осуществлять регулирование электроэнергии по проводам.

Впоследствии Г.П. Калининым [Калинин Г.П., 1968] получена пространственная корреляционная функция годового стока крупных и средних рек с привлечением дополнительных данных о стоке зарубежных и некоторых наших рек.

По данным этих работ установлено, что коэффициенты парной корреляции с увеличением расстояния L между центрами тяжести водосборов убывают. В диапазоне расстояний 0—2500 км преобладает положительная корреляция между стоком рассматриваемых рек; при дальнейшем увеличении расстояния — в среднем слабо отрицательная корреляция, которая при L ≈9000 км близка к нулю.

По данным работы [Пространственно-временные, 1988] использованы практически все наблюдения за годовым стоком рек СССР и выводы этой работы подтверждают сделанные ранее выводы по меньшему объему используемой информации. При этом можно лишь отметить, что, начиная от расстояния 2500 км и более пространственная связанность годового стока рек СССР не слабо отрицательная, а практически нулевая (Рис. 9.1). Поэтому вывод о пространственной асинхронности колебаний речного стока на больших расстояниях требует дальнейших уточнений по мере увеличения продолжительности наблюдений за годовым стоком рек. Больше того, на рис. 9.1 нанесены осредненные значения коэффициентов корреляции и расстояний по градациям расстояний через 50 км, на всем протяжении расстояний вплоть до 9000 км. Осредненное значение пространственной корреляционной функции годового стока для территории бывшего СССР проведено прямо по этим точкам.

Заметим, что эмпирические зависимости $r=f(L)$ обычно получаются при осреднении по градациям расстояний большого количества парных коэффициентов корреляции, что, строго говоря, справедливо для однородной пространственно-временной корреляционной функции, когда отклонения парных коэффициентов корреляции от осредненной зависимости $r=f(L)$ объясняются случайными флук-

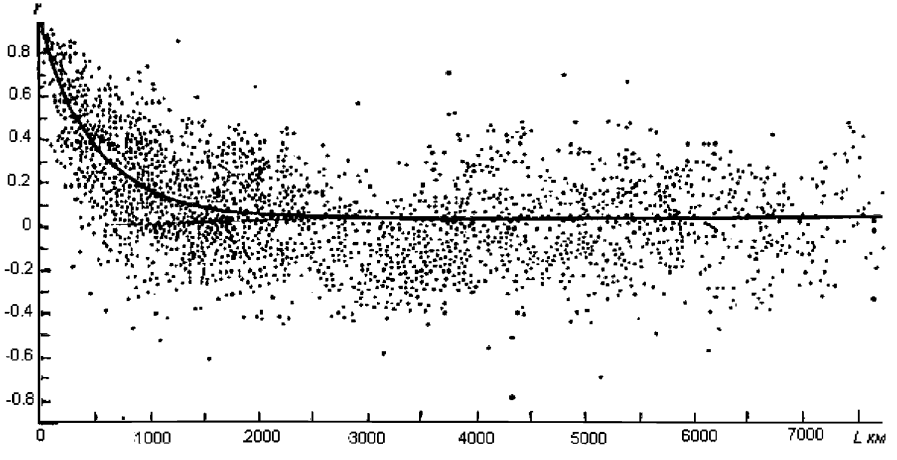

Рис. 9.1. Пространственная корреляционная функция годового стока рек территории бывшего Советского Союза

туациями выборочных коэффициентов корреляции. В случае же неоднородности функции $r(L)$ осреднение ее может привести к искажению природной истинной зависимости $r=f(L)$. Оценка однородности пространственной корреляционной функции особенно важна, если предусматривается использовать $r=f(L)$ при дальнейших статистических расчетах, например, при оценке точности пространственной интерполяции и рационализации гидрологической сети.

Первое исследование, где осуществлена оценка статистической однородности пространственной корреляционной функции на примере годового стока 11 створов наблюдений, расположенных в верхней части бассейна Дона, предпринято Г. А. Алексеевым [Алексеев Г.А., 1971]. В последствии в ряде статей [Лобанова А.Г., Рождественский А.В., 1973] и в капитальной монографии [Пространственно-временные, 1988] приводятся результаты многочисленных расчетов пространственно-временных корреляционных функций с оценкой их статистической однородности годового стока и других гидрологических характеристик для различных регионов территории бывшего СССР.

В данном разделе оценке однородности пространственных корреляционных функций уделяется особое внимание. Приведем краткое описание математической основы применяемых методов.

Алгоритм вычислительных программ предусматривает расчеты по следующим известным формулам:

среднее арифметическое значение по каждому ряду наблюдений

$$X_j = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} x_{ij}}{n_j}, \tag{9.1}$$

где n_j — объем информации, соответствующий j-му пункту наблюдений;

среднее квадратическое отклонение и коэффициент вариации по всем рядам наблюдений:

$$\sigma_j = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n_j} (X_{ij} - \bar{X}_j)^2}{n_j}}, \tag{9.2}$$

$$C_{vj} = \frac{\sigma_j}{\bar{X}_j}; \tag{9.3}$$

коэффициенты парной корреляции за совместный период наблюдений

$$r_{jk} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{kj}} (X_{ik} - \bar{X}_k)(X_{ij} - \bar{X}_j)}{\sigma_k \sigma_j n_{kj}}, \tag{9.4}$$

где n_{kj} — число совместных лет наблюдений между j и k пунктами.

На основании произведенных расчетов по этим формулам можно построить зависимости парных коэффициентов корреляции от расстояния между центрами тяжести водосборов для характеристик речного стока и от расстояния между пунктами наблюдений для факторов речного стока, включая осадки. Эмпирические точки в поле координат r и L обычно располагаются довольно широкой полосой.

Рассеивание коэффициентов парной корреляции в поле координат r и L объясняется случайными флуктуациями парных коэффициентов корреляции, обусловленными ограниченностью принятых в расчет выборок.

Точность расчета парного коэффициента корреляции при постоянном истинном коэффициенте корреляции для данной градации ΔL расстояний увеличивается с увеличением числа совместных лет наблюдений, принятых в расчет парного коэффициента корреляции.

Для наведения линии связи $r=f(L)$ рассчитывались средние взвешенные по числу совместных лет наблюдений значения парных коэффициентов корреляции по градациям расстояний (ΔL = 50 км) по формуле

$$\bar{r}_{взв} = \frac{\sum_{j=1}^{N} r_j n_j}{\sum_{j=1}^{k} n_j} \tag{9.5}$$

где n — число точек в градации.

Линии регрессии $r=f(L)$ в поле эмпирических точек наводились по точкам средневзвешенных значений коэффициентов корреляции и соответствующих средних арифметических значений расстояний для каждой градации. Полученные линии принимались за истинные зависимости $r=f(L)$, отвечающие природе пространственной корреляционной связанности рассматриваемого элемента гидрологического режима. Отклонения эмпирических точек от этой зависимости предполагались обусловленными случайными флуктуациями выборочных данных. Это предположение, или, что то же самое, нуль-гипотеза при оценке статистической однородности пространственной корреляционной функции, требует статистической проверки, которая осуществлялась с использованием преобразования Фишера. Преобразование дает хорошие результаты даже при небольшом числе совместных лет наблюдений и высоких значениях r.

Указанное преобразование имеет вид

$$z = \frac{1}{2}\ln\frac{1+r}{1-r} + \frac{r}{2(n-1)} \tag{9.6}$$

Выборочные значения z распределены по нормальному закону с дисперсией

$$\sigma_z = \frac{1}{\sqrt{n-3}} \tag{9.7}$$

где n — число совместных лет наблюдений, принятых в расчет парного коэффициента корреляции.

Далее рассчитывались значения $z\pm\sigma_z$, $z\pm2\sigma_z$, $z\pm3\sigma_z$ и соответствующие им верхние и нижние доверительные границы для каждого фактического коэффициента корреляции r_{jk} В качестве истинного коэффициента корреляции $r_{ист.}$ принималось его значение, снятое с осредненной функции $r=f(L)$. Сопоставляя истинные и фактические значения коэффициентов корреляции и, зная верхние и нижние доверительные границы для фактических коэффициентов корреляции, фиксируется количество точек, попавших в интервалы $\pm\sigma_r$, $\pm2\sigma_r$, $\pm3\sigma_r$. Число попаданий эмпирических коэффициентов корреляции в каждую из указанных

областей, выраженное в процентах от общего числа случаев, сопоставлялось с теоретическими вероятностями для нормального закона распределения.

Если эмпирические и теоретические вероятности оказываются близкими, пространственная корреляционная функция признается однородной, или, точнее, исходная нулевая гипотеза не опровергается. В противном случае, когда имеет место существенное расхождение между эмпирическими и теоретическими вероятностями, нулевая гипотеза опровергается и признается альтернативная гипотеза — гипотеза неоднородности эмпирической пространственной корреляционной функции. В таком случае исходное поле рассматриваемого элемента должно быть разделено на более мелкие однородные районы, для каждого из которых необходимо вновь построить пространственную корреляционную функцию и вновь оценить ее на однородность.

Помимо этого основного способа оценки однородности пространственных корреляционных функций могут использоваться и другие более простые, но иногда менее эффективные приемы. К их числу относятся критерии согласия теоретической функции распределения эмпирическим данным. В данном случае устанавливается согласие между теоретической и эмпирической функциями распределения выборочных коэффициентов корреляции для градаций расстояния. В качестве эмпирической функции распределения выборочных коэффициентов корреляции используются парные коэффициенты корреляции, попавшие в диапазон расстояний Δl= 50 км. За теоретическую функцию распределения принимается нормальный закон со средним квадратическим отклонением для выборочных коэффициентов корреляции:

$$\sigma_r = \frac{1-r^2_{взв}}{\sqrt{n_{ср}-1}} \tag{9.8}$$

где $n_{ср} = \frac{\sum_{1}^{N} n_i}{N}$ — число точек в интервале ΔL,

для z-преобразования Фишера:

$$\sigma_Z = \frac{1}{\sqrt{n_{ср}-3}} \tag{9.9}$$

За математическое ожидание принималось среднее взвешенное по числу совместных лет наблюдений значение парных коэффициентов корреляции (или параметра z) для градации расстояний ΔL.

Эмпирические функции парных коэффициентов корреляции (или параметра z) для всех градаций расстояний (ΔL = 50 км) и теоретические нормальные функции распределения наносились на клетчатку вероятностей нормального закона распределения. Согласие полученных эмпирических и теоретических функций распределения устанавливалось с использованием критерия Колмогорова. Могут использоваться и другие критерии согласия, например, χ^2 или ω^2, обладающие бóльшей мощностью, но требующие больше вычислительных операций. Установление факта согласия эмпирической и теоретической функции распределения для градации расстояний ΔL равносильно признанию однородности пространственной корреляционной функции для этой градации (ΔL). Если

устанавливается согласие эмпирических и аналитических распределений для всех (ΔL), то, следовательно, $r = f(L)$ однородна во всем диапазоне расстояний.

Кроме того, оценку однородности пространственных корреляционных функций по градациям расстояний можно осуществить с использованием F^2 — распределения Фишера для оценки однородности эмпирических и теоретических дисперсий. При этом устанавливалась однородность эмпирической дисперсии парных коэффициентов корреляции, вычисленных по обычной формуле

$$\sigma_r^2 = \frac{\sum_1^n (r_i - \bar{r}_{cp})^2}{n}, \text{ либо } \sigma_z^2 = \frac{\sum_1^n (z_i - \bar{z})}{n}$$

и теоретической дисперсии, определяемой по выражению (9.8) или (9.7).

В **Приложении А** (А.17–А.19) приводятся примеры оценки статистической однородности пространственных корреляционных функций.

9.2. Статистическая оценка однородности полей гидрологических характеристик

В настоящее время оценка однородности полей гидрологических характеристик, как правило, все еще осуществляется на основе только физико-географического анализа исследуемой территории и анализа метеорологических факторов речного стока. При анализе закономерностей территориального изменения речного стока учитываются климатические условия и особенности строения подстилающей поверхности. Однако, отмечая комплексный характер исследований, относящийся к вопросам оценки полей гидрологических характеристик необходимо сказать, что гидрологическое районирование территории должно учитывать также статистические свойства рассматриваемого элемента гидрологического режима. Отмеченное представление о гидрологическом районировании возникло в связи с решением ряда гидрологических задач, включая рационализацию гидрологической сети, пространственную интерполяцию гидрологических характеристик, приведение данных наблюдений к многолетнему периоду и многие другие. В данном случае имеется в виду анализ выборочных параметров распределения по рассматриваемой территории.

Таким образом, наряду с традиционным районированием все больше внедряется районирование, основанное на учете закономерностей распределения по территории выборочных параметров распределения гидрологических характеристик. В этом случае вопросы статистической оценки однородности полей выборочных параметров имеют первостепенное значение.

Вместе с тем следует отметить, что существенных различий между традиционным гидрологическим районированием, основанном на физическом анализе процессов речного стока и статистическим районированием не имеется. Оба способа районирования отражают одни и те же физические закономерности в распределении гидрологических характеристик, как во времени, так и в пространстве. В связи с этим можно лишь отметить, что районирование по статистическим признакам позволяет охарактеризовать рассматриваемые закономер-

ности не только качественно, но и количественно оценить их внутри однородных гидрологических районов. В настоящем разделе не предусматривается рассматривать все вопросы, связанные со статистическим районированием полей гидрологических характеристик, а будут затронуты лишь те, которые связаны с использованием критериев однородности.

Под однородным гидрологическим районом будем понимать такой район, внутри которого рассматриваемый элемент гидрологического режима принадлежит к одной и той же генеральной совокупности. В качестве примера можно привести уже рекомендуемые предложения в СП 33-101-2003 [Свод, 2004], производить осреднение таких параметров речного стока, как коэффициент автокорреляции между стоком смежных лет и отношение коэффициента асимметрии к коэффициенту вариации. Подобное осреднение, может быть выполнено только внутри однородного гидрологического района, включая физико-географический аспект однородности и статистическую оценку однородности. Если климатические факторы и факторы подстилающей поверхности уже давно учитываются при гидрологическом районировании, то при статистической оценке однородности нередко возникает много нерешенных до настоящего времени проблем. При статистической оценке однородности рассматриваемого элемента гидрологического режима необходимо учитывать не только внутрирядные связи (например, коэффициент корреляции между смежными членами ряда) в ходе многолетних колебаний речного стока, но и пространственные зависимости рассматриваемого элемента гидрологического режима. Последнее обстоятельство недостаточно разработано до настоящего времени. Вместе с тем пространственные корреляционные связи оказывают существенное влияние на статистические методы оценки однородности выборочных параметров распределения. В этом отношении можно привести методологию групповой оценки параметров распределения, которая уже вошла в последний нормативный документ [Свод, 2004]. Что же касается учета внутрирядных связей, то для модели простой цепи Маркова эта задача решена в работе [Рождественский А.В., 1977]. В этой работе производится оценка случайного рассеивания выборочных параметров и квантилей распределения, обусловленная ограниченным объемом исходной информации, то есть может быть установлена та доля случайного рассеивания, которая вполне может быть уменьшена при осреднении выборочных параметров в однородном районе. Если же эмпирическое рассеивание выборочного параметра превосходит теоретическое значение, то район следует признать неоднородным по отношению к данному параметру. В этом случае следует уменьшить выбранный район исследования и все расчеты повторить по отношению к новому предположительно однородному району. Помимо необходимости учета пространственной связанности гидрологических характеристик, во многих случаях возникает задача учета асимметрии гидрологических рядов наблюдений, что в совокупности с пространственной связанностью также нерешенная проблема.

Для исключения влияния азональных факторов, анализу на однородность в пределах определенных районов могут подвергаться не обязательно исходные величины (например, расходы воды), а некоторые их функции (модули стока, параметры расчетных формул и т. д.).

Для оценки однородности выделенного гидрологического района целесообразно использовать рассмотренные в предыдущих разделах критерии однород-

ности, включая оценки однородности средних значений и средних квадратических отклонений. Если в результате использования критериев однородности окажется, что ряды наблюдений, входящие в тот или иной район, неоднородны, то из этого следует необходимость разделения такого разнородного района на более мелкие однородные.

Следует подчеркнуть, что, оценивая однородность полей того или иного элемента гидрологического режима, необходимо выяснять наличие или отсутствие корреляционной связи между значениями этого элемента в различных пунктах наблюдений. При наличии такой связи она должна быть принята во внимание, поскольку использование известных критериев однородности без учета этого обстоятельства (при наличии корреляции) приводит к необоснованному включению в один район и недостаточно однородных совокупностей. Указанное обстоятельство является следствием того, что статистические критерии однородности разработаны для независимых между собой переменных. Фактически большинство характеристик гидрологического режима в пределах однородных районов в той или иной степени корреляционно связаны между собой.

Рассмотрим несколько подробнее понятие однородности поля элемента гидрологического режима. Под действием зональных факторов различные характеристики гидрологического режима приобретают определенные пространственные закономерности. Например, в пределах многих районов России норма стока изменяется достаточно плавно. При этом следует иметь в виду, что, строго говоря, норма стока однородна лишь вдоль некоторых изолиний (конечно, в пределах точности этого способа).

Если распространить понятие однородного поля средних значений годового стока на некоторую площадь, то можно говорить лишь о квазиоднородном поле, в пределах которого изменения нормы стока настолько малы, что они не могут быть выявлены вследствие значительных случайных колебаний этого параметра, возникающих из-за ограниченности принятых в расчет выборок. В силу того, что большинство гидрологических характеристик всегда в какой-то мере формируется под действием зональных факторов, можно говорить лишь о квазиоднородном поле рассматриваемой гидрологической характеристики.

Задача выделения границ, оконтуривающих однородные поля гидрологических характеристик, делается более определенной в том случае, когда эти границы достаточно четко прослеживаются в природных условиях.

В качестве примера можно указать на районирование параметров минимального стока в пределах выявленных зон распространения карста. Сочетание анализа физико-географических условий и статистических оценок однородности, очевидно, позволяет решать рассматриваемую задачу более уверенно. Однако наиболее часто встречаются случаи, когда границы однородных гидрологических районов применительно к тому или иному элементу режима являются весьма условными и на основании лишь общего качественного анализа физико-географических условий четко не выявляющимися. В таких ситуациях выделение однородных зон приобретает условную субъективную форму.

Использование статистических критериев однородности позволяет устранить в некоторой мере недостатки чисто качественного анализа. Например, применение метода изолиний в современной его форме не исключает возможности наведения изолиний по полю точек, включающему информацию, отражающую

не действительные, природные изменения рассматриваемой величины, а колебания ее, вызванные либо ошибками измерений или расчетов, либо случайными флуктуациями выборочных данных, а чаще и той, и другой причиной совместно. Привлекая статистические критерии однородности для решения рассматриваемой задачи, можно предварительно выделить квазиоднородные зоны, а затем по границам их навести изолинии. Этот принципиально наиболее правильный путь, к сожалению, еще мало разработан. Определенное методическое затруднение, в частности, может возникнуть при небольшом объеме информации вследствие того, что границы, разделяющие однородные зоны, зависят от того, какую выборку принять за первую, с которой будут сопоставляться на однородность все другие выборки. При замене первой выборки границы, разделяющие однородные зоны, могут изменяться, что вносит некоторый элемент условности в рассматриваемую схему.

Практическое применение намеченного пути исследования однородности некоторых характеристик речного стока выполнил В.Ф. Крюков [Крюков В.Ф., 1973]. Эта работа была выполнена с целью выяснения возможности объединения в одну статистическую совокупность параметров максимальных расходов воды, относящихся к различным гидрометрическим створам. Оказалось, что возможности такого объединения весьма ограничены, так как размеры выделенных однородных зон невелики и к тому же, видимо, преувеличены, поскольку при оценке однородности не учитывалась корреляционная зависимость между рассматриваемыми параметрами стока в различных пунктах наблюдений. Учет этой связи должен привести к меньшим размерам однородных площадей. Выделение однородных районов показано на примере анализа распределения высот снежного покрова. (**Приложение А,** пример А.20)

Приложение А
Примеры

А.1. Анализ временной однородности максимальных расходов воды р. Обь — г. Колпашево

Рассмотрим многолетний ход максимальных расходов воды р.Обь – г. Колпашево. Период наблюдений за стоком в этом створе 1915–1993 гг.

Предварительный анализ хронологического хода (Рисунок А.1) показывает, что в колебаниях максимального стока наблюдается тенденция снижения максимальных расходов и их дисперсий, начиная с 40-х годов, что говорит о неоднородности стокового ряда. В тоже время в 1957 г. на р. Обь была возведена и начала работать Новосибирская ГЭС, которая расположена в 564 км выше по течению от г. Колпашево. В справочнике [Ресурсы, 1972] указывается, «плотина Новосибирской ГЭС не оказывает существенного влияния на уровенный режим р. Оби, а в меженный период регулирующее ее действие прослеживается на участке от нижнего бьефа до с. Кругликово», т.е. на расстояние 157 км. «Уровенный режим в общих чертах согласуется с режимом речного стока» [Ресурсы, 1972].

Рассчитанный тренд по уравнению $y=-137.35x+283825$ соответствует коэффициенту корреляции $R=0.71$, средняя квадратическая погрешность которого $\sigma_R=0.056$. Можно отметить, что тренд в колебаниях максимальных расходов воды является статистически значимым.

Для выявления причины изменения максимального режима во времени был проведен анализ влияния Новосибирской ГЭС на изменение естественного стока. Результаты количественной оценки срезки максимального расхода весеннего половодья показали [Методические рекомендации, 2009], что в створе г. Новосибирска срезка максимальных расходов воды составляет от 15% до 50% в отдельные годы, но волна половодья по мере движения по реке распластывается и

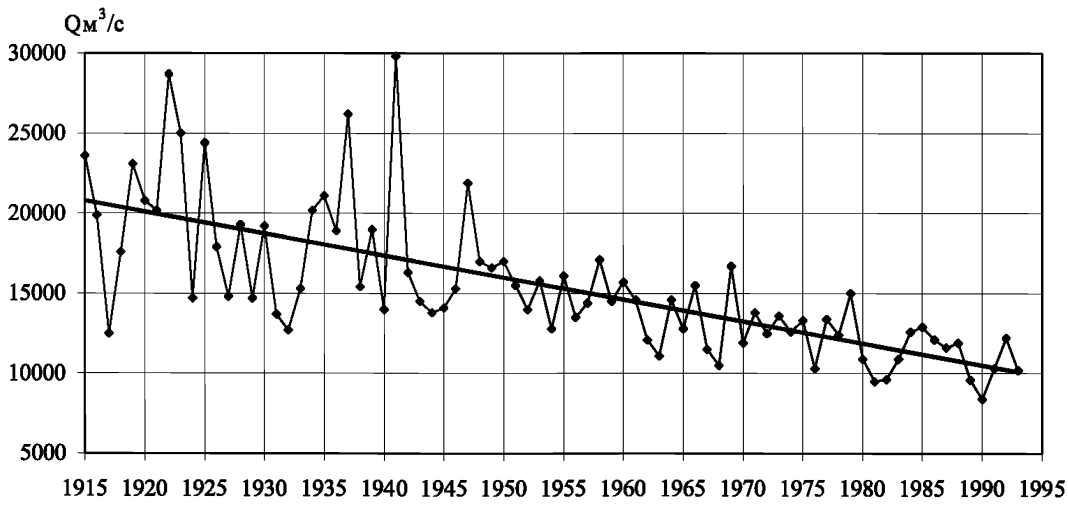

Рис. А.1. Хронологический график и тренд максимальных расходов воды р. Обь — г. Колпашево.
♦ — максимальные значения расходов воды за каждый год, – — линия тренда

ее влияние не превышает погрешностей наблюдений. Кроме того, максимальный расход в г. Колпашево формируется еще и в результате бокового притока р. Чулым и р. Томь. Таким образом, можно считать, что причиной неоднородности являются естественные изменения.

В первом приближении для анализа однородности максимальных расходов р. Обь — г. Колпашево использована суммарная интегральная кривая (Рисунок А.2), которая начиная с 1945 г. и далее резко отклоняется от прямой линии, что и указывает на неоднородность ряда максимальных расходов. Таким образом, суммарная интегральная кривая подтверждает наличие тренда в колебаниях максимального стока р. Обь — г. Колпашево.

Для подтверждения этого вывода рассмотрим хронологический график хода максимальных расходов воды р. Обь — г. Белогорье, который расположен ниже впадения р. Иртыш (Рисунок А.3). В колебаниях максимальных расходов воды

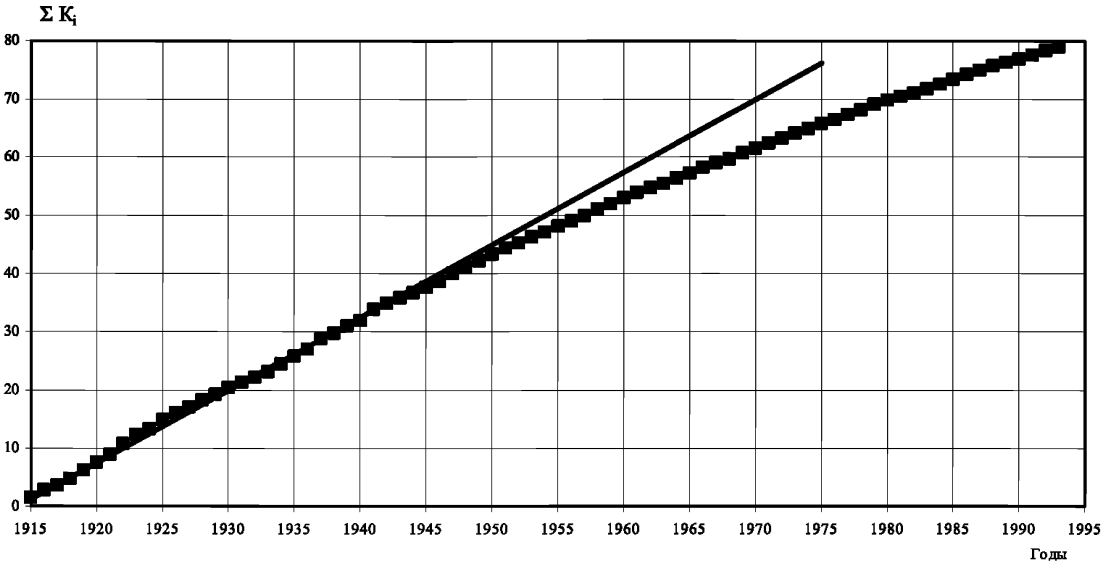

Рис. А.2. Суммарная интегральная кривая максимального стока р.Обь — г. Колпашево

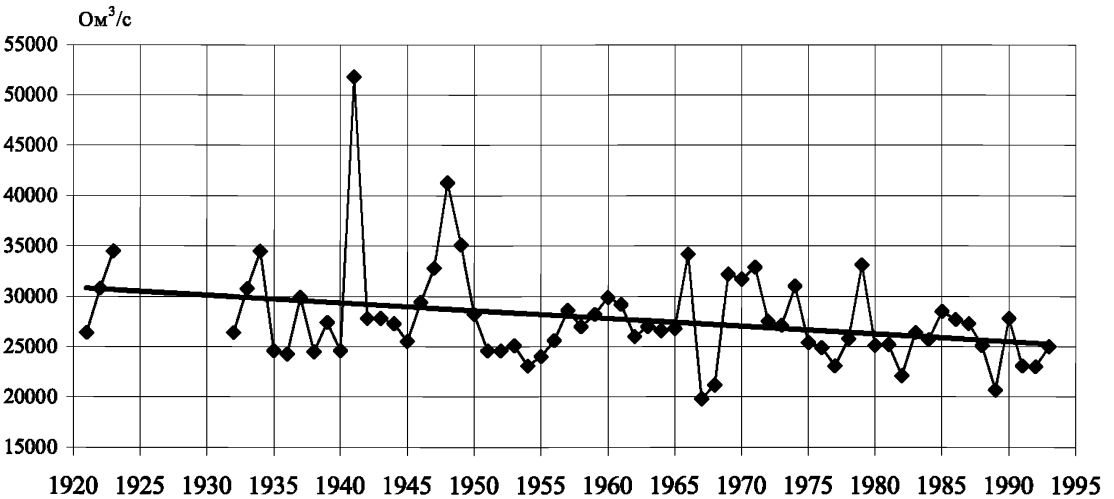

Рис. А.3. Хронологический график хода максимальных расходов воды р. Обь — г. Белогорье

в данном створе также присутствует тренд, который соответствует уравнению y=–76.745x+178232, R= 0.31, σ_R= 0.113, $2\sigma_R$ = 0.226. Таким образом, можно отметить, что с вероятностью 95% этот тренд является значимым.

Следовательно, изменения максимальных расходов воды можно объяснить естественными причинами, связанными с изменением метеорологических факторов, т. к. в Справочниках [Ресурсы, 1972] неоднократно подчеркивается, что влияние Новосибирской прослеживается на расстояние не более 157 км. К сожалению, не было возможности привлечь дополнительную информацию для уточнения причин неоднородности, которая требует дальнейшего обоснования.

А.2. Применение критериев Диксона для анализа резко отклоняющихся значений на кривой обеспеченности

Рассматривается ряд наблюдений за среднесуточными максимальными расходами воды весеннего половодья на р. Онега — д. Надпорожский Погост с периодом наблюдений 90 лет. Анализ эмпирической кривой распределения дает основание предположить, что наибольшее резко отклоняющееся от остальной совокупности значение расхода воды равное 868 м^3/с может принадлежать иному распределению. Для проверки однородности был применен критерий Диксона и на основе ранжированного ряда по формулам (5.1)–(5.5) определены 5 расчетных статистик критерия: $D1_N$=0.308, $D2_N$=0.311, $D3_N$=0.308, $D4_N$=0.384 и $D5_N$ =0.404. Критические значения статистик Диксона без учета асимметрии и автокорреляции при n=90, Cs=0 и $r(1)$=0 для α=1% определены по таблицам А.1, А.3, А.5, А.7, А.9 **Приложения Б** и соответственно равны: $D1_N$*(0,0)=0.26, $D2_N$*(0,0)=0.28, $D3_N$*(0,0)=0.29, $D4_N$*(0,0)=0.31 и $D5_N$*(0,0)=0.32. Из сравнения расчетных значений статистик с критическими следует, что D_N>D_N*(0,0) для всех критериев Диксона. В результате гипотеза об отсутствии в ряду наблюдений резко отклоняющегося значения, принадлежащего другому распределению, отклоняется. Поэтому в случае применения «классического» критерия экстремальный расход следовало бы признать неоднородным и исключить его из ряда наблюдений*, если подтвердится, что это величина имеет большую погрешность, или пересчитать его эмпирическую обеспеченность для более продолжительного периода.

Если воспользоваться критическими значениями статистик критерия Диксона, обобщенного для асимметричных и автокоррелированных рядов при вычисленных по продолжительному ряду значениях $r(1)$=0.19 и Cs=1.13, то при сравнении расчетных статистик с критическими будут иметь место следующие неравенства:

$D1_N$=0.308<$D1_N$*=0.31 при α=10%;

$D2_N$*=0.28 при α=10% < $D2_N$=0.311< $D2_N$*=0.32 при α=5%;

$D3_N$=0.308<$D3_N$*=0.36 при α=10%;

$D4_N$*=0.36 при α=10% < $D4_N$=0.384< $D4_N$*=0.40 при α=5%;

$D5_N$*=0.37 при α=10% < $D5_N$=0.404< $D5_N$*=0.41 при α=5%.

Из неравенств следует, что при α=5% гипотеза об «аномальном» экстремуме отклоняется по всем критериям. На этом основании можно сделать вывод, что ряд не содержит неоднородного максимального значения и для определения параметров эмпирического распределения должны быть использованы все данные.

А.3. Применение критерия Смирнова-Грабса для анализа резко отклоняющихся значений

Для анализа выбраны 6 рядов среднесуточных минимальных расходов летне-осеннего периода в районе Горного Алтая: р. Песчаная — с. Точильное, р. Урсул — с. Онгудай, р. Чарыш — с. Усть-Кумир, р. Ануй — с. Старо-Тырышкино, р. Бухтарма — с. Печи и р. Шаравка — с. Шаравка. Период наблюдений за стоком для выбранных рядов составил от 40 до 49 лет. Значения статистик Смирнова-Грабса, вычисленных для наибольших членов этих рядов, равны: G_{N1}=3.389, G_{N2}=3.394, G_{N3}=2.739, G_{N4}=3.693, G_{N5}=3.522, G_{N6}=3.706. При сравнении расчетных значений статистик с критическими (G_N*(0,0)) в предположении, что эмпирические ряды соответствуют нормальному распределению и не имеют статистически значимой автокорреляции, т.е. C_s=0 и r(1)=0, получаем, что гипотеза о наличии в рядах наблюдений максимального стока резко отклоняющегося расхода воды может быть принята для 5 рядов из 6 с вероятностью P>99%.

Однако, было установлено, что распределения являются асимметричными, и статистически значимая автокорреляция имеет место. Кроме того, анализ, как эмпирических распределений минимальных расходов воды, так и рядов метеорологических стокоформирующих факторов (осадков и температуры воздуха) не подтвердил гипотезу о наличии «аномальных» величин в выбранных рядах. Во всех случаях не было оснований считать, что экстремальные наблюденные расходы существенно отличны, как по своей природе, так и по величине, от остальных членов выборок. Поэтому для проверки гипотезы однородности были использованы обобщенные критические значения статистик Смирнова-Грабса из таблицы А.11 **Приложения Б** определенные с учетом асимметрии и автокорреляции. Значения коэффициентов r(1) и Cs в связи с ограниченностью выборок были определены по совокупности рядов наблюдений в однородном районе с общим объемом объединенной совокупности в 262 года. В результате получен коэффициент автокорреляции r(1)=0.26 и коэффициент асимметрии C_s=1.4. По индивидуальным объемам выборок и обобщенным r(1) и C_s, из таблицы А.11

* **Примечание редакторов:** Исключение из ряда наблюдений резко отскакивающих точек на эмпирической кривой обеспеченности максимальных расходов воды, недопустимо. Для этого требуется слишком много веских оснований. Экстремальные значения гидрологических характеристик представляют собой наиболее ценную информацию, которая используется при определении расчетных значений гидрологических характеристик. Нередко такая информация, имеющая даже достаточно большие случайные погрешности, должна быть использована при инженерных гидрологических расчетах. Статистический же анализ может оказаться недостаточным для исключения отскакивающих точек. Поэтому далее необходимо использовать физический и гидролого-генетический анализ полученной информации.

Приложения Б были определены критические значения статистик Смирнова-Грабса. Сравнение классических расчетных значений статистик с критическими, учитывающими асимметрию и автокорреляцию, показало, что $G_N < G_N^*$ при $\alpha > 10\%$, что дает основание отклонить гипотезу о резко выделяющихся максимальных значениях как маловероятную.

А.4. Применение критерия оценки однородности экстремумов на примере многолетних рядов максимальных расходов дождевых паводков на территории Карпат

Оценка однородности эмпирических распределений максимальных срочных расходов воды осуществлялась для 98 рядов наблюдений приведенных к многолетнему периоду и сгруппированных в 6 однородных районов. Использованы критерии Диксона (5.1)–(5.5) и Смирнова-Грабса (5.11) для проверки принадлежности максимумов (от одного до трех в зависимости от применяемого критерия) к остальной части эмпирического распределения. При этом для сравнения применялись следующие методические приемы:

— применение классических критериев без учета асимметрии и автокорреляции (C_s=0 и r(1)=0);

— применение обобщенных критериев, но при оценке асимметрии и автокорреляции по индивидуальным рядам, приведенным к многолетнему периоду;

— применение обобщенных критериев и вычисление коэффициентов асимметрии и автокорреляции по совокупности рядов наблюдений.

Результаты анализа однородности эмпирических распределений на резко отклоняющиеся максимумы для максимальных расходов воды приведены в таблице А.1 для 1-го района. Подобные расчеты проведены и для остальных районов. Уровень значимости при оценке однородности задавался равным α=5%. Вывод по результатам проверки однородности дан в таблицах в виде: «+» в случае, если расчетное значение статистики меньше критического и гипотеза однородности максимума принимается и «–» в случае, если расчетное значение больше критического и гипотеза однородности отклоняется. Кроме того, в таблице дополнительно приводится информация об уровне значимости α_p, который соответствует расчетному значению статистики критерия, если решение о принятии или отклонении гипотезы является не совсем определенным, например:

— по одним критериям гипотеза принимается, а по другим отклоняется;

— гипотеза однородности формально должна отклоняться, но уровень значимости расчетной статистики не значительно меньше заданного 5%-ного.

В случае подобной неопределенности решение о принятии или отклонении гипотезы ставится в скобки и приводятся значения α_p (в %) для тех статистик критериев, которые оказались меньше критического при заданном α=5%. Если из 6 статистик более чем в половине случаев гипотеза отклоняется, то ставится знак «(–)», а если принимается, то «(+)». Кроме того, если максимум принимается неоднородным или сомнительным (условие (–)), то в последнем столбце таблицы приводится год, соответствующий этому максимуму и способ его определения: «н» — наблюденный, «в» — вычисленный по уравнению регрессии с аналогами.

Таблица А.1. Результаты оценки однородности резко отклоняющихся максимумов в эмпирических распределениях максимальных срочных расходов воды дождевых паводков в Карпатах (1-ый район)

№	$r(1)$, C_s — по ряду				$r(1)=0$, $C_s=0$		$r(1)$, C_s — по району		Год с неодн.
	$r(1)$	C_s	Вывод	α_p (в %)	Вывод	α_p (в %)	Вывод	α_p (в %)	
Район 1									
1	0.29	3.6	+		-	<1 (6)	(+)	1.9,3.5, 3.8,4.4,4.7	1970 (н)
2	0.22	2.4	+		-	<1(4)	+		
3	0.07	1.2	+		-	<1(6)	+		
4	0.00	1.2	+		(+)	2.4	+		
5	0.06	1.4	+		(+)	<1(1)	+		
6	0.22	1.4	+		(+)	<1(1)	+		
7	0.16	1.2	+		-	3.6 ,1.6, 2.4 ,1.3	+		
8	0.18	1.9	+		-	<1, 3.3, 3.9, 2.4	+		
9	0.03	3.3	+		-	<1(5)	(+)	<1(3),4.0	1998 (в)
10	0.23	1.6	+		(-)	<1(3),1.5	+		
11	0.02	1.2	(+)	4.4, 4.7	-	<1(6)	+		
12	0.14	1.2	+		+		+		
13	0.08	2.6	+		-	<1(6)	+		
14	0.01	0.8	+		-	<1(6)	+		
15	–0.01	2.6	+		-	<1(6)	+		
Средн.	0.11	1.9							

Результаты расчетов показали что при применении классических критериев без учета асимметрии для 49 рядов (50% случаев) гипотеза однородности должна быть отклонена (39 рядов) или сомнительна (10 рядов). Следует признать наличие резко отклоняющихся неоднородных максимумов в рядах наблюдений. Если же, применять обобщенные критерии с учетом асимметрии, и ее значение определять индивидуально по каждому продолжительному ряду, то гипотеза об однородности будет принята для всех рядов. Полученные выводы некорректны как в первом случае, т.к. распределения характеристик максимального стока являются асимметричными, так и во втором, в связи с тем, что резко отклоняющиеся максимумы существенно увеличивают коэффициент асимметрии, к тому же асимметрия по индивидуальным рядам наблюдений определяется с большими случайными погрешностями. Поэтому были определены средние для каждого из шести однородных районов коэффициенты автокорреляции и асимметрии, которые также приведены в таблицах. При этом, коэффициенты автокорреляции являются незначительными по величине и в большинстве случаев не превышают 0.1, что практически не сказывается на результаты оценки однородности по статистическим критериям. Вместе с тем, районные коэффициенты асимметрии достаточно велики и их учет при оценке однородности необходим. При использовании осредненных коэффициентов асимметрии гипотеза однородности может быть взята под сомнение только в одном случае — для ряда наблюдений на р. Быстрица Надворнянская у с. Зелена. Неоднородный максимум относится к 1941 г. и является вычисленным по аналогам. В целом этот ряд был восстановлен по 10 годам наблюдений до 89 лет. Хронологический график наблюденных и

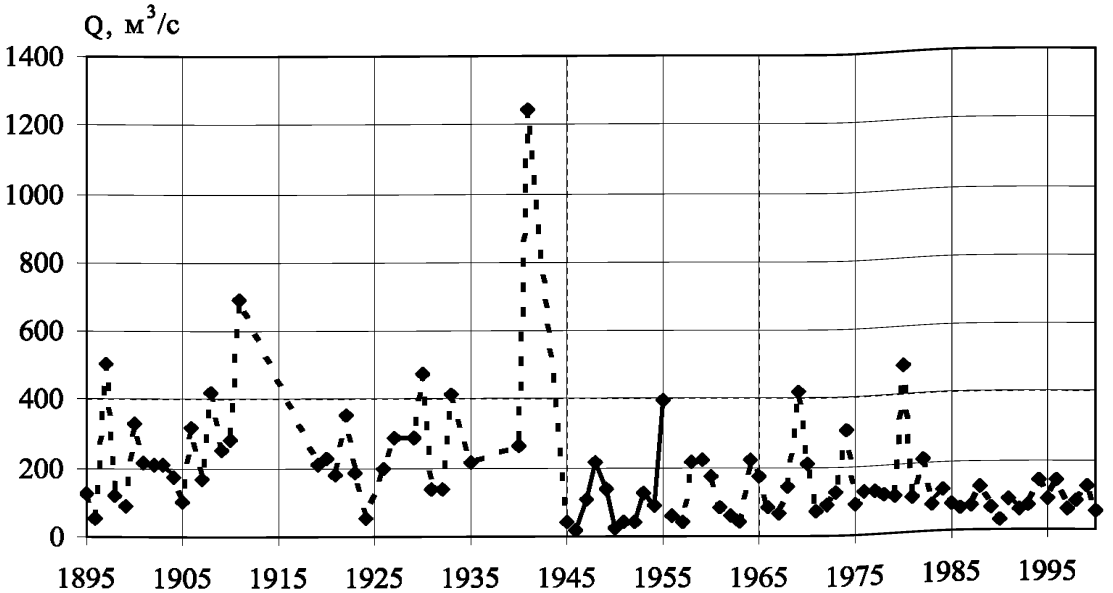

Рис. А.4. Максимальные расходы воды дождевых паводков на р. Быстрица Надворнянская у с.Зелена, — —измеренные расходы воды, - - - — восстановленные данные

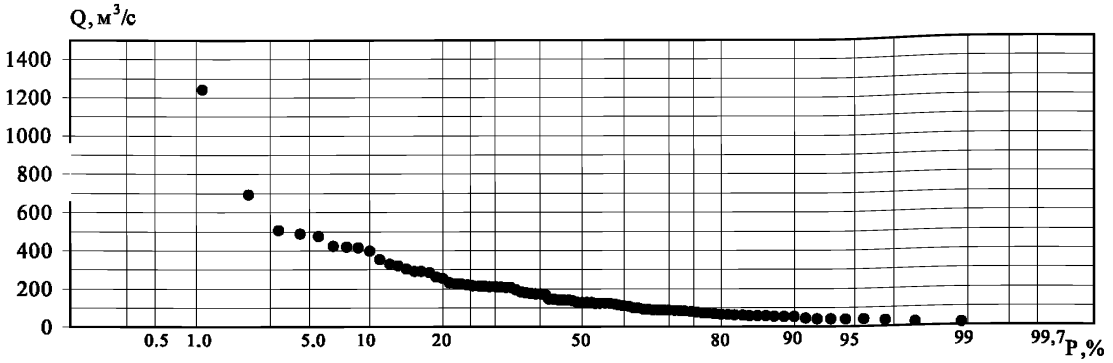

Рис. А.5. Эмпирическое распределение максимальных расходов воды дождевых паводков на р. Быстрица Надворнянская у с. Зелена

восстановленных данных показан на рисунке А.4, а эмпирическое распределение этого ряда — на рисунке А.5. В связи с тем, что полученный неоднородный максимум является вычисленным, но в тоже время в 1941 г. наблюдались и высокие наблюденные экстремумы в других пунктах, этот максимум не был исключен из ряда наблюдений*. Однако при определении расчетных значений 1%-ой и меньшей обеспеченности аппроксимация аналитической кривой осуществлялась с поправкой на возможное завышение этого максимума**.

---

* **Примечание редакторов:** Исключать наблюденные данные только на основании статистических критериев однородности нельзя. Результаты оценки однородности лишь указывают на необходимость более углубленного генетического анализа рассматриваемого пункта наблюдений, включающего гидрометрический анализ качества расчетов. И только на основании этого анализа следует принимать решении.

** Этого делать тоже нельзя. Дело в том, что принимать значение эмпирической обеспеченности отличное от той, которая принимается по ряду наблюдений можно только после проведения детального анализа, включающего поиск исторических максимумов стока.

А.5. Оценка однородности и стационарности притока в озера охладители Песьва и Удомля Калининской атомной станции

В соответствии с Рекомендациями [Свод, 2003, СНиП 2.01.14-83, Рекомендации, 1984] для приведенного к многолетнему периоду ряда суммарного годового притока в начале оценивается однородность эмпирических распределений, а затем стационарность средних значений и дисперсий, т.к. резко отклоняющиеся от общей совокупности экстремальные (и особенно максимальные) значения существенно влияют на оценку среднего и тем более дисперсии. Оценка однородности и стационарности позволяет дать итоговую характеристику ряда, и оценить свойства, как естественных многолетних колебаний, так и качество полученных восстановленных данных, имеющих погрешности восстановления.

Для восстановленного ряда суммарного притока к озерам Песьво и Удомля (в млн. $м^3$) оценка однородности экстремумов эмпирического распределения осуществлялась по 12 критериям: 5 критериев Диксона и 1 критерий Смирнова-Грабса соответственно для максимальных и минимальных значений анализируемого ряда. При оценке однородности по критериям определялись расчетные значения статистики (St_r), их критические значения (St_k) при заданном уровне значимости α_k равном 5%, а также уровень значимости, соответствующий расчетному значению статистики критерия (α_r), который позволяет оценить насколько существенно отличается расчетное значение статистики от критического.

Результаты оценки однородности эмпирического распределения ряда притока приведены в таблице А.2.

Таблица А.2. Результаты оценки однородности эмпирического распределения ряда годового притока к озерам Песьво и Удомля

Критерий	St_r	St_k	Вывод
Оценка однородности максимальных значений			
Смирнова-Грабса	2.557	3.566	Однороден
Диксона 1	0.062	0.189	Однороден
Диксона 2	0.065	0.201	Однороден
Диксона 3	0.071	0.237	Однороден
Диксона 4	0.071	0.252	Однороден
Диксона 5	0.067	0.242	Однороден
Оценка однородности минимальных значений			
Смирнова-Грабса	2.110	2.840	Однороден
Диксона 1	0.056	0.111	Однороден
Диксона 2	0.060	0.124	Однороден
Диксона 3	0.060	0.161	Однороден
Диксона 4	0.061	0.167	Однороден
Диксона 5	0.057	0.149	Однороден

Коэффициент автокорреляции определялся по восстановленному многолетнему ряду суммарного годового притока и был равен 0.37. Как видно из таблицы, расчетные значения статистик меньше критических по всем критериям и при

этом уровень значимости расчетной статистики много больше критического, что свидетельствует о надежности вывода о принадлежности экстремальных величин к остальной части ряда и однородности эмпирического распределения.

На следующем этапе оценивалась стационарность средних значений и дисперсий многолетних рядов гидрологических характеристик соответственно по критериям Стьюдента и Фишера. Хронологический график притока показан на рисунке А.6.

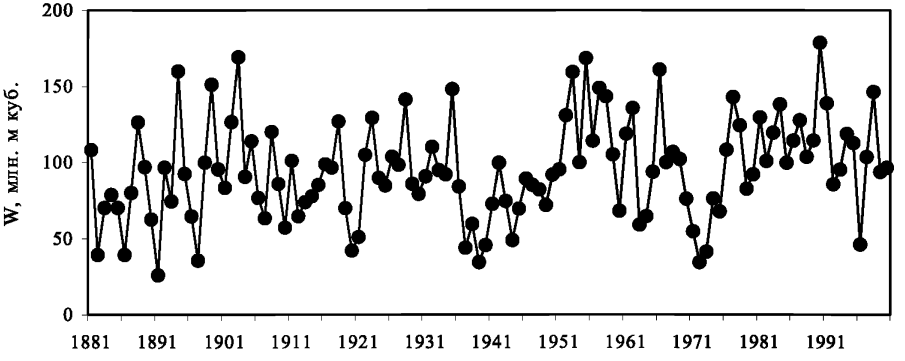

Рис. А.6. Хронологический график суммарного годового притока в озера Песьво и Удомля

Для оценки стационарности восстановленный ряд притока разбивался на две части продолжительностью 60 лет каждая. Для каждой части определялись расчетные средние значения и дисперсии по которым рассчитывались статистики критериев Стьюдента (St_r) и Фишера (F_r). Критические значения критериев Стьюдента (St_k) и Фишера (F_k) определялись при уровне значимости α_k=5% из таблиц, приведенных в [Рекомендациях, 1984]. Для оценки по критериям задавался коэффициент автокорреляции $r(1)$=0.37.

Результаты оценки стационарности приведены в таблице А.3, где «+» и «–» обозначают соответственно вывод о стационарности или нестационарности.

Таблица А.3. Результаты оценки стационарности средних значений и дисперсий для ряда годового притока к озерам Песьво и Удомля

$R(1)$	Критерий Стьюдента			Критерий Фишера		
	St_r	St_k	Вывод	F_r	F_k	Вывод
0.37	2.436	2.852	+	1.026	1.649	+

Как следует из таблицы А.3, средние значения и дисперсии восстановленного ряда притока являются стационарными.

Помимо годового притока оценивалась однородность и стационарность рядов притока за каждый месяц. В результате неоднородный максимум был установлен только для апреля 1966 г. при α_k <1%. Нестационарность средних значений установлена для ряда притока только за январь при α_k=2.9%, при этом в последние годы наблюдается увеличение притока. Нестационарность дисперсий имела место для рядов притока за январь-март, июль-сентябрь, октябрь-ноябрь при α_k<1% и обусловлена разными причинами.

В феврале-марте нестационарность дисперсий связана с зимними оттепелями 1989–1990 гг. Причины полученной нестационарности дисперсий могут быть как естественные (увеличение зимних оттепелей в последние годы), так и обусловленные различной точностью восстановления гидрологических данных до 1931 г. и после).

А.6. Оценка однородности и стационарности многолетних колебаний осадков и температуры воздуха

Однородность и стационарность оценивалась по статистическим критериям также для рядов осадков и температур воздуха по метеостанции Ряд. Резко отклоняющийся максимум 1992 г. установлен только для ряда осадков за январь (Таблица А.4). Вместе с тем полученное значение уровня значимости, соответствующее расчетному значению статистики критериев Диксона не столь существенно отличается от заданного 5%-ного критического.

В рядах среднемесячных температур воздуха также не установлено статистически значимых резко отклоняющихся экстремумов. Исключение составляет максимум 1999 г. в мае месяце, но и в этом случае α_k=3–4%, что незначительно отличается от задаваемого критического уровня значимости.

Таблица А.4. Результаты оценки однородности резко отклоняющегося максимального значения в ряду сумм осадков за январь 1992 г. (метеостанция Ряд)

Критерий	St_r	St_k	Вывод
Смирнова-Грабса	4,85	4,98	Однороден
Диксона 1	0,406	0,334	Неоднороден
Диксона 2	0,414	0,337	Неоднороден
Диксона 3	0,446	0,407	Неоднороден
Диксона 4	0,449	0,414	Неоднороден
Диксона 5	0,438	0,406	Неоднороден

Оценка стационарности средних значений и дисперсий показала практически полную стационарность этих параметров для рядов осадков при α_k>10%. Исключение составил январь месяц, в котором была установлена нестационарность дисперсий, но которая в свою очередь обусловлена неоднородным экстремумом 1992 г. Ряды температуры воздуха за все месяцы и за год имели стационарные средние (за исключением температуры за ноябрь), но для 4 месяцев установлена нестационарность дисперсий. Результаты оценки стационарности средних и дисперсий для рядов температуры воздуха приведены в таблице А.5.

Причины проявления нестационарности разные. Так в ноябре нестационарность средних и дисперсий обусловлена трендом падения температуры, в остальные месяцы нестационарная дисперсия обусловлена отдельными экстремумами.

После произведенного анализа стационарности и однородности выборочных средних и дисперсий суммарного притока в озера Песьва и Удомля, а также метеорологических факторов стока можно перейти к заключительному этапу ин-

Таблица А.5. Результаты оценки стационарности средних значений и дисперсий для рядов среднемесячных и среднегодовых температур воздуха (метеостанция Ряд)

Месяц, год	$r(1)$	Критерий Стьюдента			Критерий Фишера		
		St_r	St_k	Вывод	F_r	F_k	Вывод
1	0,09	0,550	2,12	+	2,04	1,58	–
2	0,17	0,838	2,26	+	1,44	1,58	+
3	0,13	1,81	2,18	+	1,54	1,58	+
4	0,08	1,76	2,10	+	1,18	1,58	+
5	0,08	0,364	2,10	+	1,08	1,58	+
6	0,11	1,79	2,14	+	1,03	1,58	+
7	0,03	0,841	2,02	+	1,24	1,58	+
8	0,05	0,502	2,04	+	2,46	1,58	–
9	-0,06	1,45	1,98	+	1,00	1,58	+
10	0,17	0,54	2,25	+	1,28	1,58	+
11	0,18	3,56	2,30	–	2,04	1,58	–
12	0,18	0,66	2,30	+	1,96	1,58	–
Год	0,34	2,28	2,75	+	1,10	1,63	+

женерных гидрологических расчетов по определению параметров и квантилей притока в рассматриваемые озера и метеорологических факторов.

А.7. Оценка однородности и стационарности максимальных расходов воды р.Днепр за 4000 лет

Современная практика инженерных гидрологических расчетов для строительства, включая проектирование, эксплуатацию, реконструкцию и ликвидацию гидротехнических сооружений, основывается на определении расчетных гидрологических характеристик, рассчитанных по данным гидрометрических наблюдений в пункте проектирования за прошлый период. При этом предусматривается, что основные статистические свойства ряда данных наблюдений сохранятся и в будущий период эксплуатации сооружений, т. е. предполагается стационарность рассматриваемой гидрологической характеристики на период эксплуатации сооружений, исчисляемый от нескольких десятков до одной сотни лет. Оценка однородности и стационарности гидрометрических наблюдений за гидрологическими характеристиками в многолетнем разрезе — одна из центральных задач современных методов расчета гидрологических характеристик, которая ранее многократно проверялась на основании данных наблюдений о речном стоке по наиболее продолжительным рядам. Для оценки однородности и стационарности рассматриваемых характеристик речного стока данные наблюдений разбивались на выборки меньшей продолжительности на основе генетического и статистического анализа. Кроме того, обычно сопоставляются кривые обеспеченности речного стока по выборкам, разделенным, как правило, на две равные части. Это связано с тем, что даже наиболее продолжительные гидрометрические наблюдения составляют, как правило, не более одной и, в крайнем

случае, двух сотен лет. Поэтому представляет особый интерес рассмотрение однородности и стационарности максимального стока за более продолжительные периоды времени, что и реализовано в рассматриваемом примере по данным максимального стока за более чем четыре тысячи лет. Статистическая проверка однородности осуществляется, как правило, с использованием критериев Диксона и Смирнова -Грабса на резко отклоняющиеся экстремальные точки в эмпирическом распределении. Статистическая проверка стационарности средних значений и дисперсий производится с использованием соответственно критериев Стьюдента и Фишера. Отмеченные критерии однородности обобщены на случай коррелированной во времени и пространстве, а также асимметричной гидрологической информации [Рекомендации, 1984].

Восстановление максимальных расходов воды р. Днепр у Лоцманской Каменки за 4000 лет

В этом примере используются уникальные данные о годовом стоке р. Днепр у п.г.т. Лоцманская Каменка, полученные в работе Г. И. Швеца [Швец Г.И., 1967] за более чем 4000 лет на основе связи годового стока с отложениями ила в Сакском озере. Особый интерес для инженерно-гидрологических расчетов имеют максимальные расходы воды, которые получены по связи со среднегодовыми расходами воды. Основанием для этого является то обстоятельство, что максимальные расходы воды связаны с объемом стока весеннего половодья, доля которого в годовом стоке составляет для бассейна р. Днепр приблизительно 70%. На основании сделанных допущений получена связь максимальных Q_{max} и средних годовых Q_r расходов воды р. Днепр у Лоцманской Каменки за период гидрометрических наблюдений, которая представлена на рисунке А.7 в виде экспоненциальной зависимости $Q_{max} = 1046{,}3 \exp(1{,}001 Q_r)$ с коэффициентом корреляции R = 0,82 (коэффициенты уравнения регрессии были определены методом наименьших квадратов).

Подобная процедура определения коэффициентов уравнения регрессии по методу наименьших квадратов приводит к преуменьшению размаха колебаний максимальных расходов воды, а, следовательно, и к преуменьшению коэффици-

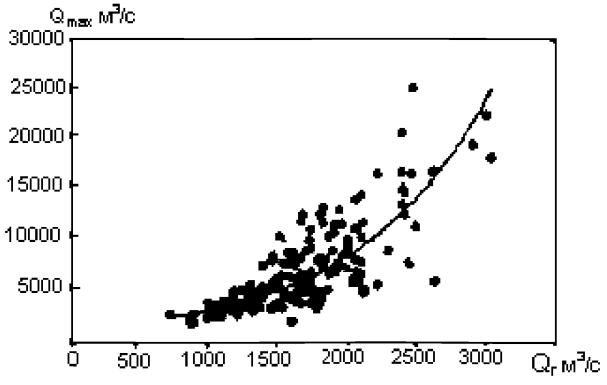

Рис. А.7. Связь годового и максимального стока р. Днепр по данным наблюдений

ента вариации. Для исключения отмеченного систематического преуменьшения используется формула, которая переводит рассчитанное значение по уравнению регрессии в так называемое «единое решение» ($Q_i^{/}$), когда минимизируются отклонения эмпирических точек одновременно по оси ординат и по оси абсцисс, то есть по сути дела используется принцип наименьших прямоугольников:

$$Q_i^{/} = \frac{Q_{i,p} - \bar{Q}}{R} + \bar{Q},$$

где $Q_{i,p}$ — рассчитанное значение максимального стока по уравнению регрессии, $\bar{Q}$ — среднее значение максимальных расходов воды.

Погрешности восстановления максимальных расходов за прошлый период в 4000 лет довольно велики, так как складываются из случайных погрешностей определения годового стока в зависимости от отложения ила в Сакском озере и погрешностей уравнения связи между годовым и максимальным стоком, не говоря о случайных погрешностях исходных данных наблюдений за годовым и максимальным стоком исследуемого створа наблюдений (рисунок А.7). Вместе с тем полученный ряд максимальных расходов воды на р. Днепр у Лоцманской Каменки общей продолжительностью 4148 лет является уникальным и открывает большие возможности дальнейшего всестороннего статистического и гидрологического анализа.

Статистический анализ однородности и стационарности максимальных расходов воды за 4000 лет

Статистический анализ однородности и стационарности максимальных расходов воды р. Днепр у Лоцманской Каменки за исторический период производился по выборкам объема 50, 100 и 200 лет.

Для оценки однородности эмпирического распределения, состоящей в определении однородности резко отклоняющихся от этого распределения экстремумов, применялись обобщенные статистические критерии Диксона и Смирнова-Грабса [Рекомендации, 1984]. По каждой выборке определялись расчетные значения статистик критериев, которые сравнивались с обобщенными критическими величинами при 1%-ном уровне значимости. При анализе 41 выборки по 100 лет неоднородные максимумы установлены в четырех выборках, при анализе 20 выборок по 200 лет — в двух. При пересчете на число оценок однородности по двенадцати критериям (240 оценок для выборок по 200 лет и 492 оценки для 100-летних выборок) процент неоднородных результатов составил в обоих случаях 6%, а при оценке по числу неоднородных выборок — 5%, что не плохо согласуется с теоретическими значениями принятого уровня значимости.

Для оценки стационарности колебаний средних значений и дисперсий максимального стока использовались соответственно обобщенные критерии Стьюдента и Фишера [Рекомендации, 1984]. Уровень значимости также задавался равным 1%, и для определения расчетных значений статистик выборки разделялись на две равные части. В результате для 100-летних выборок получено только 2 случая нестационарности по дисперсиям (около 5% общего числа). При последовательном сравнении двух равных частей 50-летних выборок получено около 3% случаев нестационарности как средних значений, так и дисперсий. При рассмотрении

стационарности параметров для последовательных 200-летних подвыборок получено 4 случая нестационарности средних (т. е. уже 21% общего числа случаев оценки). Причем три неоднородных случая по средним значениям оказались подряд идущими, т. е. с 600 по 1399 г. (Рисунок А.8). Такое систематическое увеличение нестационарных данных при переходе от внутривековой изменчивости к межвековой, вероятно, обусловлено влиянием колебаний процессов столетних и тысячелетних масштабов, которые не сказываются на малых интервалах времени (50—200 лет), но уже начинают проявляться на отрезках времени 200—400 лет. Следует в данном случае отметить, что это обстоятельство не играет принципиальной роли для оценки стационарности расчетных значений гидрологических характеристик и параметров максимального стока применительно к определению проектных значений гидротехнических сооружений, т.к. период эксплуатации гидротехнических сооружений даже первого класса капитальности составляет не более ста лет.

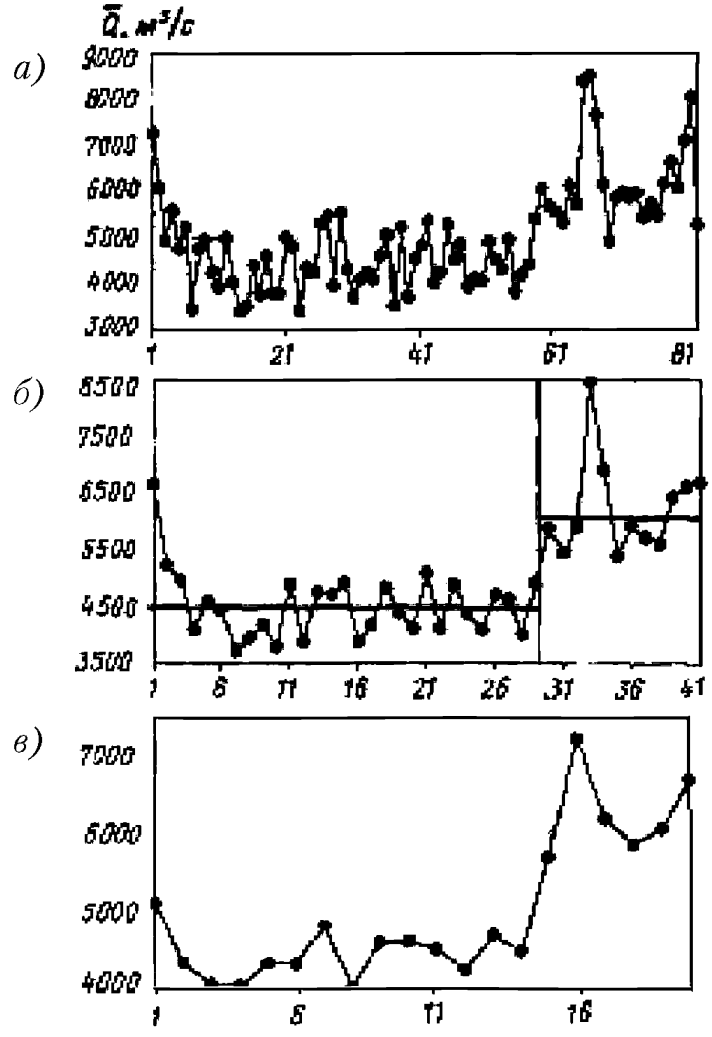

Рис. А.8. Хронологические графики эмпирических средних значений максимального стока р. Днепр у Лоцманской Каменки, рассчитанных по выборкам разного объема.
а) n = 50 лет; *б)* n = 100 лет, в) n = 200 лет

Статистический анализ параметров распределения максимальных расходов воды исторического ряда

После полученных выводов об оценке однородности и стационарности интерес представляет статистический анализ многолетних рядов всех выборочных параметров реконструированного исторического ряда. На рисунке А.8 приведены три хронологических графика выборочных средних, полученных по выборкам объема 50, 100 и 200 лет. Визуально и на основе статистического анализа можно сделать вывод, что ряд средних значений не является стационарным и его можно представить, по крайней мере, в виде двух однородных частей: первая продолжительностью около 3 тысяч лет и вторая — несколько более последней тысячи лет, где средние значения на 25—45% больше (в зависимости от периода осреднения), чем в первой части исторического ряда. Подобная неоднородность, которая для ряда 200-летних средних может проявляться и в виде тренда (рис. А.8 (в)), вероятно, сказалась на полученном по критерию Стьюдента большом проценте нестационарных последовательных средних. Причина неоднородности средних значений максимальных расходов воды (что также характерно и для годового стока), скорее всего, связана с технологией реконструкции годового стока по отложениям илов, в которых могли произойти направленные изменения в результате геологических явлений, оказавших влияние на отложении ила в Сакском озере. Кроме того, возможно, это есть проявление не стационарности в многолетних колебаниях выборочных средних значений за весь рассматриваемый период максимальных расходов воды (4000 лет), что практически не оказывает влияние на максимальный сток периода эксплуатации гидротехнических сооружений.

На рисунке А.9 представлены хронологические графики других выборочных параметров распределения: стандартных отклонений, коэффициентов вариации (C_v), отношений коэффициентов асимметрии к коэффициентам вариации (C_s/C_v) и коэффициентов автокорреляции между смежными членами ряда $r(1)$.

Данные рисунка А.9а свидетельствуют, что в стандартных отклонениях, так же как и в средних значениях, наблюдается неоднородность, хотя и менее выраженная, и для выборок в 50 лет уже статистически незначимая. Статистический анализ многолетних рядов остальных параметров позволил сделать вывод, что они стационарны, и поэтому можно определять их средние значения и другие параметры функций распределения за весь исторический период. В таблице А.6 приведены средние значения параметров, полученные по выборкам разного объема, а также по всему историческому ряду объема 4148 лет.

Из данных таблицы А.6 следует, что средние значения параметров увеличиваются при увеличении объема выборки и стремятся к «квазигенеральным» совокупностям, определенным по всему историческому ряду. Подобное свойство этого смещения выборочных параметров распределения, начиная со второго момента и более, хорошо известно в математической статистике и численно оценено, впервые для асимметричных и автокоррелированных последовательностей в работе [Рождественский А.В., 1977]. Установлено, что отношение C_s/C_v за исторический период для максимальных расходов воды близко к 4, что соответствует результатам, полученным по наиболее продолжительным рядам наблюдений на р. Днепр, где это отношение равно 3,5—4,0. Коэффициент автокорреляции для исторического ряда максимальных расходов воды оказал-

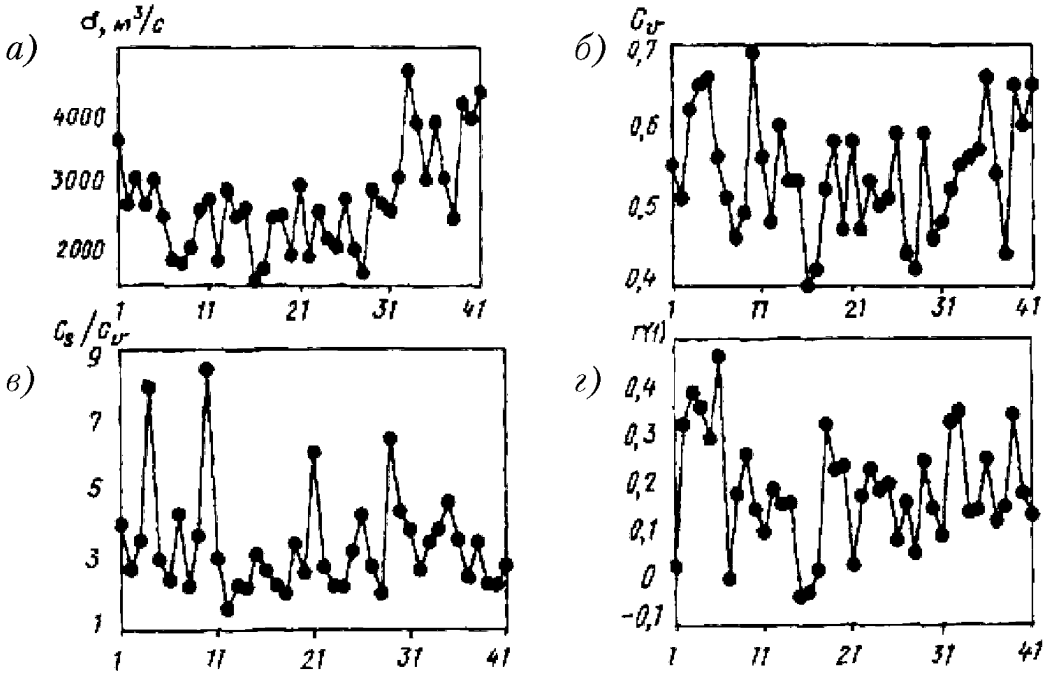

Рис. А.9. Хронологические графики эмпирических параметров распределения максимального стока р. Днепр у Лоцманской Каменки, рассчитанных по выборкам объема n=100 лет.
а) среднее квадратическое отклонение; б) коэффициент вариации (C_v); в) отношение коэффициента асимметрии к коэффиц иенту вариации (C_s/C_v); г) коэффициент автокорреляции $r(1)$

Таблица А.6. Параметры распределения максимального стока р. Днепр у Лоцманской Каменки, средние по выборкам разного объема и по всему историческому ряду

Параметр	Объем выборки			Исторический ряд
	50 лет	100 лет	200 лет	
σ	2670	2730	2760	3020
C_v	0,52	0,54	0,55	0,60
C_s	1,61	1,86	2,03	2,32
C_s/C_v	3,0	3,4	3,7	3,9
$r(1)$	0,15	0,18	0,20	0,28

ся равным 0,28, что также соответствует его среднему значению, полученному по наиболее продолжительным рядам наблюдений на р. Днепр. Интересно отметить, что между выборочными стандартными отклонениями (S) и средними значениями (Cp) существуют прямолинейные зависимости, выраженные в виде следующих уравнений:

для n = 50 лет $S = 0{,}665Cp - 680{,}2$; ($R = 0{,}84$),

для n = 100 лет $S = 0{,}650Cp - 538{,}5$; ($R = 0{,}90$),

для n = 200 лет $S = 0{,}672Cp - 596{,}0$; ($R = 0{,}93$).

Наличие таких зависимостей свидетельствует о том, что межгодовая изменчивость, выраженная в абсолютных значениях, прямо пропорциональна среднему значению по определению стандартного отклонения ряда при стационарной оценке коэффициента вариации, что имеет место в рассматриваемом случае.

Оценка однородности выборочных параметров и квантилей распределения, рассчитанных по наблюденным данным и на период эксплуатации гидротехнических сооружений

Располагая исходными данными за максимальными расходами воды за 4000 лет, представилось возможным проверить правильность принятой в настоящее время технологии инженерно-гидрологических расчетов, основанной на распространении основных статистических свойств речного стока, полученных по данным многолетних наблюдений на период эксплуатации гидротехнических сооружений. Иными словами на основе исторического ряда данных о максимальных расходах воды р. Днепр представилось возможным осуществить сопоставление проектных максимальных расходов воды заданной обеспеченности с расходами воды предстоящего периода эксплуатации гидротехнических сооружений. Для этой цели в качестве проектных расходов воды принимались расходы воды обеспеченностью 0,5, 1,0 и 10%. За расчетный период принимались объемы выборок n_1=50 и n_1=100 лет. В качестве будущего периода эксплуатации сооружений принимались n_2=100 лет и n_2=200 лет. В качестве меры расхождения между проектными расходами воды и расходами воды, которые имели место в период эксплуатации гидротехнических сооружений в течение 100 и 200 лет, принималось стандартное (среднее квадратическое) отклонение, как в абсолютных единицах (ε), так и в относительных (ε', %). Результаты определения стандартных случайных погрешностей выборочных параметров распределения приведены в таблице А.6, а стандартных случайных погрешностей квантилей распределения — в таблице А.7, где k_v — количество вариантов расчета.

Таблица А.7. Стандартные случайные погрешности экстраполяции параметров распределения, полученные по данным наблюденных рядов, на период эксплуатации гидротехнических сооружений

n_1	n_2	k_v	Среднее		C_v		C_s/C_v	
			ε	ε', %	ε	ε', %	ε	ε', %
100	100	40	828	15.5	0.094	17.4	1.76	41.8
	200	39	930	17.2	0.094	17.4	1.62	39.5
50	100	80	842	16.7	0.128	23.1	1.54	35.3
	200	78	859	16.4	0.127	22.0	1.35	29.9

Стандартные случайные погрешности расхождения между проектными оценками параметров и параметрами, рассчитанными по данным за период эксплуатации гидротехнических сооружений, для средних значений составляют 15—17%, для коэффициентов вариации 17–23% и для отношения коэффициентов асимметрии к коэффициентам вариации 30–42% (таблица А.7).

Стандартные случайные расхождения между проектными квантилями и квантилями за период эксплуатации сооружений составляют: 26–30% для P=0,5%, 23–27% для P=1% и 17–20% для P=10%. Для расчетного периода 100 лет средние квадратические погрешности расчетных квантилей, как и следовало ожидать, меньше по сравнению с расчетным периодом 50 лет (таблица А.8). Некоторое уменьшение погрешности при переходе от периода в 100 лет к периоду в 200 лет эксплуатации сооружений является случайным и связано со случайными погрешностями и разным объемом выборок.

Теоретические оценки случайных средних квадратических погрешностей при переходе от проектных расходов воды к расходам воды в период эксплуатации гидротехнических сооружений отсутствуют. Вместе с тем можно сопоставить случайные погрешности квантилей распределения, рассчитанные методом статистических испытаний, при одном и том же расчетном периоде и периоде эксплуатации гидротехнических сооружений.

Следует отметить, что, хотя постановка задачи в данном случае несколько отличается, подобное сравнение имеет право на существование. Действительно, в условиях применения метода статистических испытаний [Рождественский А.В., 1977] и в условиях расчетов, представленных в таблицах А.7 и А.8, имеет место некоторая аналогия при одном и том же расчетном периоде и периоде эксплуатации сооружений.

Таблица А.8. Стандартные случайные погрешности экстраполяции квантилей распределения, полученные по данным наблюденных рядов, на период эксплуатации гидротехнических сооружений

n_1	n_2	k_v	P = 0,5%		P =1%		P = 10%	
			ε	ε', %	ε	ε', %	ε	ε', %
100	100	40	4480	27,9	3610	25,3	1590	8,4
	200	39	4470	25,9	3640	23,0	1570	17,4
50	100	80	4990	30,1	3940	27,3	1640	19,8
	200	78	4980	29,6	3980	26,9	1700	19,6

Сравним лишь один вариант. Примем расчетный период и период предстоящей эксплуатации сооружения равным 100 годам. В качестве расчетного максимального расхода воды примем расход воды 0,5%-ной обеспеченности. Тогда стандартная случайная погрешность данного квантиля в соответствии с данными таблицы А.8 составит 4480 м^3/с, а по расчету с помощью метода статистических испытаний — 4090 м^3/с. Полученное расхождение в стандартных погрешностях рассматриваемого квантиля не столь велико и легко может быть объяснено разным объемом исходной информации, использованной при расчетах, представленных в таблице А.8, и при использовании метода статистических испытаний. Причем в последнем случае объем информации на порядок больше. Кроме того, в работе [Рождественский А.В., 1977] рассматривается заведомо однородная стационарная последовательность случайных чисел, заданных простой цепью Маркова. В настоящем же примере рассматриваются многолетние колебания вполне реальных максимальных расходов воды, которые за большие промежутки времени (сто лет и более) могут представлять собой нестационарные процессы, не

имеющие принципиального значения для периодов времени соизмеримых с периодом эксплуатации гидротехнических сооружений. Поэтому естественно, что в ряду максимальных расходов воды дисперсия колебаний несколько больше, чем в заведомо однородной статистической совокупности, полученной по методу статистических испытаний. Дело в том, что исходные данные за максимальными расходами р. Днепра включают тренды за период времени 4000 лет, которые не очень велики, что и свидетельствует об однородности данных наблюдений.

Таким образом, представленные в настоящем примере материалы убедительно свидетельствуют о том, что принятая в настоящее время технология инженерно-гидрологических расчетов, когда на основании данных гидрометрических измерений выносится суждение о вероятностном предвидении будущего режима водных объектов, т. е. на период эксплуатации сооружений, получила основательное подтверждение. Это относится к прошлому более чем 4000-летнему периоду времени. Что же касается инженерно-гидрологических расчетов в условиях возможного глобального и регионального изменений современного климата, то это тема, выходящая за пределы настоящего примера по оценке однородности. В данном случае можно лишь отметить, что одна из главных задач в этом направлении заключается во внимательном слежении за дальнейшими изменениями климата и реакцией речного стока на эти изменения.

А.8. Оценка однородности максимальных расходов воды р. Кубань — Невиномысский гидроузел с использованием доверительных границ к квантилям распределения при трех параметрах, определяемых по выборочным данным

На рисунке А.10 представлена эмпирическая и аналитическая кривые обеспеченности максимальных расходов воды р. Кубань — Невиномысский гидроузел, построенная по данным наблюдений за максимальными расходами воды без учета выдающегося максимума 2002 года.

Значение этого максимального расхода воды не вызывает сомнений в его достоверности, который был тщательно проанализирован специалистами ГГИ. Катастрофический максимум 2002 года далеко выходит за пределы всего ряда наблюдений. Больше того, значение максимального расхода воды 2002 года выходит за пределы верхней доверительной границы обеспеченностью 99%, то есть за пределы трех средних квадратических погрешностей выборочных квантилей распределения. Таким образом, можно утверждать, что при уровне значимости 1% значение максимального расхода воды 2002 г. не соответствует гипотезе однородности по отношению ко всему ряду наблюдений, что требует дополнительного гидрологического и статистического анализа, который произведен в разделе 6 настоящих рекомендаций. Остальные значения максимальных расходов воды вполне соответствуют доверительным границам плюс-минус одно среднее квадратическое отклонение, в который попало менее 67% всех расходов воды и плюс-минус удвоенная средняя квадратическая ошибка, за пределы которой не попало ни одно значение максимальных расходов воды. То есть в данном случае все измеренные расходы воды попали внутри двух сигмовых доверительных

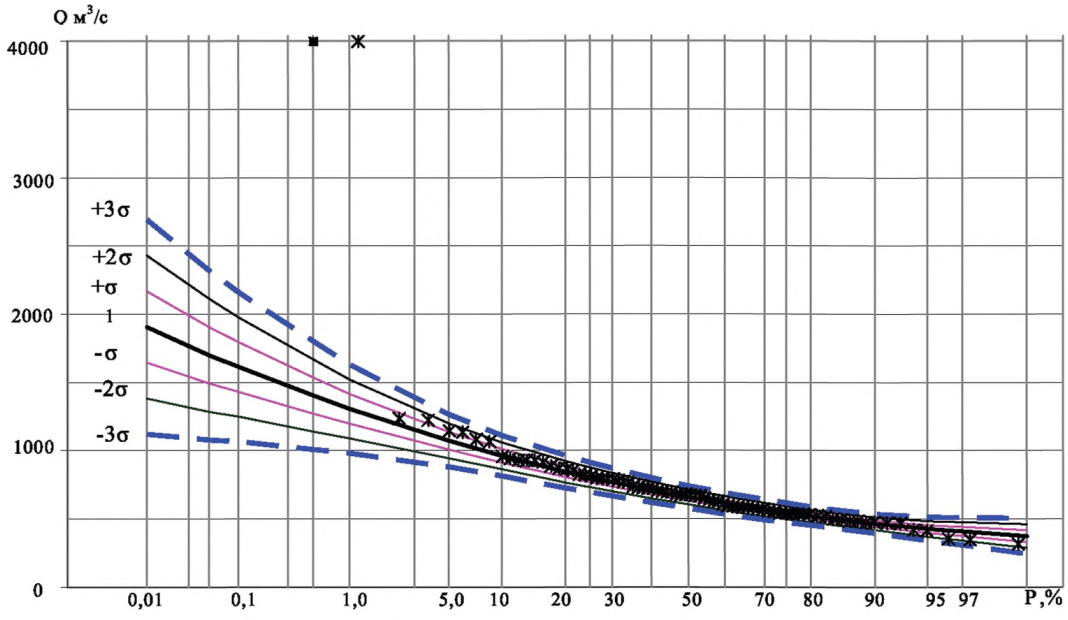

Рис. А.10. Доверительные границы (тонкие линии) к аналитической кривой обеспеченности максимальных расходов воды р.Кубань-Невинномысский гидроузел с параметрами распределения: $Q_{ср.}$ = 691 м³/с км² ; C_v = 0,29; C_s/C_v = 3,5; и объемом исходных данных n =81 год; 1 — аналитическая кривая; * — эмпирические значения; ■ — эмпирическое значение обеспеченности расхода 2002 г. (4000 м³). повторяемостью один раз в 200 лет (Повторяемость расхода один раз в 200 лет по данным [Галкин Г.А и др., 2004]

границ. Оценка однородности, выполненная с использованием критериев однородности Диксона и Смирнова-Грабса также подтвердила неоднородность максимального расхода воды 2002 г. в рассматриваемом створе наблюдений. Столь большое отклонение максимального расхода воды 2002 г. убедительно свидетельствует об его неоднородности, исходя даже из интуитивных гидрологических представлений. И это безусловно правильно. Но может оказаться большое число других случаев, когда отскочившая точка эмпирического ряда наблюдений не столь значительно отклоняется от всех остальных точек эмпирического ряда и в таком случае необходим количественный анализ однородности таких данных. И в этом случае могут оказаться полезными статистические критерии однородности, включая рассмотренный пример использования доверительных границ к квантилям распределения гидрологических характеристик.

Итак, рассмотренный пример оценки однородности максимальных расходов воды на основе доверительны границ к квантилям распределения, вполне может быть рекомендован при использовании в практике инженерных гидрологических расчетов.

При рассмотрении данного примера следует иметь ввиду, что аналитическая кривая обеспеченности максимальных расходов воды р. Кубань-Невиномысский гидроузел в данном случае построена только для анализа однородности максимальных расходов воды рассматриваемого ряда наблюдений. Эта кривая обеспеченности ни в коем случае не может быть использована при оценке расчетного значения максимальных расходов при строительном проектировании, или при пересчете максимальных расходов воды действующего гидротехнического соо-

ружения. Этому вопросу посвящен специальный пример в разделе 7, в котором рассматриваются инженерные гидрологические расчеты в створе р. Кубань — Невиномысский гидроузел при пересчете максимальных расчетных расходов воды рассматриваемого створа наблюдений.

А.9. Оценка однородности годового стока р. Камчатка – с. Верхнее Камчатское с использованием доверительных границ к квантилям распределения при трех параметрах, определяемых по выборочным данным

На рисунке А.11 представлены аналитическая и эмпирическая кривые обеспеченности годового стока р. Камчатка — с. Верхнее Камчатское. На этот рисунок нанесены верхние и нижние доверительные границы к кривой обеспеченности, рассчитанные упрощенным способом (в предположении нормального закона распределения выборочных квантилей), при трех параметрах, определяемых по выборочным данным. При C_s/C_v=2 распределение Пирсона III типа и С.Н. Крицкого и М.Ф Менкеля совпадают. Одно сигмовый (σ) интервал соответствует 67%-ой обеспеченности доверительных границ, двух сигмовый (2σ) интервал соответствует 95%-ой обеспеченности доверительных границ, и трех сигмовый интервал (3σ) соответствует 99%-ой обеспеченности доверительных границ.

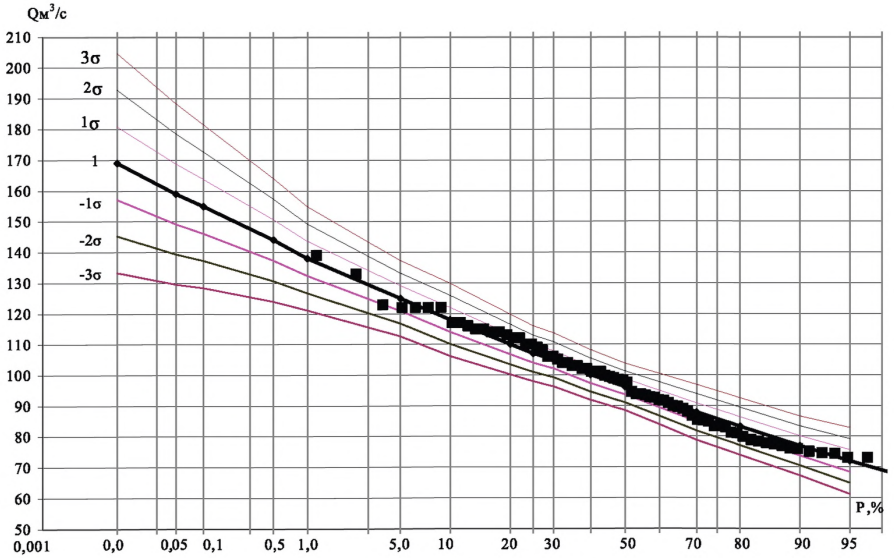

Рис. А.11. Доверительные границы к аналитической кривой обеспеченности годового стока р. Камчатка — с.Верхне-Камчатское с параметрами распределения:
$Q_{ср.}$ = 97.0 м³/с; C_v = 0,17; C_s/C_v =2,0; $r(1)$ = 0.31; n = 76,
1 — аналитическая кривая; ■ — эмпирические значения

Подавляющее число эмпирических точек расположены в пределах доверительных границ 67%-ого интервала и все эмпирические точки попали в пределах доверительных границ 95%-ого интервала.

На этом основании можно заключить, что все эмпирические данные соответствуют нулевой гипотезе статистической однородности годового стока реки р. Камчатки у с. Верхнее Камчатское.

А.10. Гидрологический анализ определения расчетных гидрологических характеристик по неоднородным данным рек степных и полупустынных районов

При анализе кривых распределения различных характеристик стока рек степной зоны часто обнаруживаются случаи резкого несоответствия эмпирических и аналитических кривых обеспеченностей — случаи, которые не могут быть объяснены только случайным расположением эмпирических точек, связанных с сравнительно небольшой длительностью гидрологических рядов. В ряде примеров наблюдаются систематические отклонения эмпирических точек от аналитических кривых распределения, применяемых в гидрологии. Так, в зоне малых и больших обеспеченностей часто наблюдается сполаживание эмпирических точек по сравнению с аналитическими кривыми обеспеченности, применяемыми в гидрологии — распределение С.Н. Крицкого и М.Ф. Менкеля и распределение Пирсона III типа. Л.М. Конаржевский [Конаржевский Л.К., 1961], проанализировав 121 эмпирическую кривую распределения слоя весеннего стока рек степной и лесостепной зоны, пришел к выводу, что 68% всех случаев «...характеризуется меньшей по сравнению с кривой Пирсона III типа крутизной правой и особенно левой ветвей и увеличенной крутизной средней части в зоне 20–70%».

Формальное использование аналитических кривых распределения в таких случаях может привести к завышенным значениям исследуемой величины стока редкой повторяемости, что может поставить под сомнение эффективность гидротехнических сооружений.

Недопустимость чисто механического использования аналитических кривых распределения отмечает Д.Л. Соколовский: «Следует, однако, помнить, что все математические схемы распределения являются в значительной степени формальными и представляют собой, по существу, лишь технический прием экстраполяции эмпирических кривых обеспеченностей, т.е. являются математическим лекалом, применимым лишь постольку, поскольку они согласуются с опытными данными, и ни одна из них не может удовлетворить всевозможные случаи гидрологических расчетов» [Соколовский Д.Л, 1959].

Следовательно, для створов, где наблюдается ярко выраженное несоответствие эмпирических и аналитических кривых распределения, использовать последние не имеет смысла. «В таких случаях для вычисления расходов различной обеспеченности остается только проэкстраполировать кривую обеспеченности» [Методические рекомендации, 1962].

Очевидно, что графическая экстраполяция эмпирической кривой обеспеченности не лишена элемента субъективизма и возможна лишь при достаточно длительных рядах наблюдений.

Практика использования аналитических кривых распределения (биноминальная кривая, кривая распределения М.Ф. Менкеля и С.Н. Крицкого) убедительно говорит о вполне удовлетворительной сходимости с эмпирическими стоковыми данными в подавляющем большинстве случаев. Поэтому отдельные исключения, в том числе и распределения весеннего стока некоторых рек степной и полупустынной зоны, следует рассматривать в каждом случае отдельно.

Если подходить к стоковым рядам с точки зрения их анализа методами теории вероятностей, то становится совершенно ясно, что случаи несоответствия эмпирических и аналитических кривых распределения, применяемых в гидрологии, следует объяснять не несовершенством аналитических кривых обеспеченностей, а невыполнением условий, которые накладываются на последовательность наблюдений при их статистической обработке. Эти условия заключается в том, что члены последовательности наблюдений должны быть однородны и независимы.

На выполнении условия однородности стоковых рядов некоторых рек степных районов остановимся более подробно.

Статистическое исследование стоковых рядов основано на использовании выводов теории вероятностей, которые могут быть применимы только для рядов однородных величин. Поэтому оценка, анализ и отбор исходных данных с точки зрения их качественной однородности должны предшествовать всякому статистическому анализу. Особое внимание в этом отношении должно быть уделено случаям, когда наблюдается несоответствие аналитических и эмпирических кривых обеспеченностей, так как это несоответствие в отдельных примерах может быть связано с неоднородностью ряда стоковых величин. Это общеизвестное положение иногда не учитывается при статистической обработке гидрологических рядов.

Вообще говоря, причины, нарушающие однородность гидрологических рядов, могут быть самые разнообразные, начиная от искусственного регулирования стока, что, как правило, учитывается при гидрологических расчетах и, кончая факторами естественного характера, которые часто упускаются при статистическом исследовании гидрологических рядов. Вполне понятно, что перечислить все многообразие причин, нарушающих однородность гидрологических рядов, не представляется возможным. Источники разнородности стоковых рядов следует искать особо в каждом отдельном случае.

Рассмотрим некоторые общие особенности формирования стока степных рек.

В степных и полупустынных районах в формировании стока весеннего половодья, а следовательно, в значительной степени и годового в многоводные годы принимает участие вся площадь водосбора, в маловодные годы — вся площадь водосбора за вычетом частных площадей бессточных понижений местности и, наконец, в исключительно маловодные годы сток весеннего половодья формируется за счет запасов воды в снежном покрове в русловой сети, достигая нулевых значений на отдельных реках.

Переменная действующая площадь водосбора и создает в таких случаях разнородность в стоковых рядах.

В условиях зоны избыточного увлажнения бессточные понижения местности не оказывают существенного влияния на снижение годового стока, благо-

даря малым различиям в величинах испарения с почвы и водной поверхности. В условиях зоны недостаточного увлажнения влияние бессточных депрессий на годовой сток будет тем больше, чем больше разность между испарением с водной поверхности и испарением с почвы. В этом отношении влияние бессточных понижений местности на годовой сток носит зональный характер, так как оно обусловлено климатическими факторами. Только поэтому, с нашей точки зрения, и наблюдаются некоторые общие закономерности эмпирических кривых обеспеченностей годового и весеннего стока рек засушливой зоны. Эти закономерности тем более выпуклы, чем более засушлив район, который дренирует река, и чем больше в бассейне реки наблюдается бессточных понижений местности.

Отметим, что распространение бессточных понижений местности свойственно не всем районам засушливой зоны.

Только поэтому своеобразная форма эмпирической кривой обеспеченности не свойственна всем рекам засушливой зоны. Следовательно, сток в условиях степных и полупустынных районов в значительной степени связан с наличием на водосборе бессточных понижений местности, представленных разного рода западинами, блюдцами и другими микро- и макро-понижениями, аккумулирующими поверхностный сток, который в дальнейшем частично идет на испарение, а остальная часть через фильтрацию переходит в подземный сток.

В результате анализа уравнения водного баланса бассейна с внутренними бессточными водосборами Д.Л. Соколовский [Соколовский Д.Л., 1963] отмечает, что «... водность маловодных лет резко снижается, а в многоводные годы резко увеличивается, что и является причиной увеличения вариации годового стока и усиления его неравномерности и контрастности...».

Таким образом, влияние бессточных понижений местности на сток рек засушливой зоны направлено на общее снижение стока, с одной стороны, и на увеличение его колебаний в многолетней перспективе, с другой, за счет увеличения числа маловодных и многоводных лет при недостатке средних по водности лет.

Такова качественная сторона влияния бессточных понижений местности на сток рек засушливой зоны, благодаря чему происходит сполаживание интегральных кривых распределения в зонах малых и больших обеспеченностей при увеличенной крутизне средней части. Что же касается количественных характеристик, то можно привести несколько примеров, заимствованных из литературных источников [Воскресенский К.П. и др., 1959, Соколовский Д.Л., 1963], которые характеризуют размеры бессточных понижений местности.

Бессточная часть водосбора р. Убаган (приток Тобола) составляет около 60% всей площади бассейна, бессточная часть р. Тобола-г.Курган 35%, р. Ишима — г. Актюбинск — около 25%. Суммарная площадь бессточных понижений местности р.Буруктал — поселок Буруктал составляет около 20%.

Интересные выводы в этом отношении делает Д.Л. Соколовский [Соколовский Д.Л., 1963], сравнивая сток рек Тобол и Ишим: «Из приведенного сопоставления можно приближенно определить, что потери стока во внутренних бессточных бассейнах р. Тобол у г. Кургана составляют 25 $м^3$/сек, а у г. Кустаная 7–8 $м^3$/сек». Таковы осредненные данные за период 1933–1950 гг. В конкретные же годы эти цифры могут быть значительно больше. К этому следует добавить, что снег к началу весеннего половодья обычно залегает крайне неравномерно из-за переноса его ветром и отложения в бессточных микро- и макро- понижениях мест-

ности, что может несколько увеличить долю стока, которая не участвует в формировании стока половодья той или иной реки. Необходимо иметь в виду и тот факт, что размеры бессточных площадей изменяются в зависимости от водности года.

Итак, разнородность стоковых рядов степных и полупустынных районов с бессточными понижениями местности не может вызывать сомнения, как не вызывает сомнение разнородность стоковых данных по двум постам на одной реке с разными площадями водосборов, отличающимися по площади, допустим, на 2–60%.

Следовательно, причиной, вызывающей неоднородность гидрологических рядов некоторых рек степной и полупустынной зоны, может оказаться наличие на водосборе бессточных микро- и макро- понижений. Далее, учитывая связь дополнительных потерь стока через бессточные понижения местности с водностью года, за критерий разнородности стокового ряда можно принять водность того или иного года.

Связывая, таким образом, водность года с источником разнородности стокового ряда и разбивая стоковый разнородный ряд на относительно однородные совокупности, можно в дальнейшем произвести статистическую обработку гидрологического ряда с учетом его неоднородности.

Отметим, что такое разделение разнородных данных на относительно однородные совокупности будет носить несколько условный характер, так как переменная область питания, обусловленная переменной площадью бессточных понижений местности, непрерывно связана с водностью года, и поэтому границы, разделяющие ряд на относительно однородные совокупности, как правило, будут иметь условный характер.

Разнородную совокупность можно рассматривать как сумму двух или большего числа однородных либо относительно однородных распределений.

В таком случае каждый член рассматриваемой последовательности может принадлежать с некоторой вероятностью P_1 к одной однородной совокупности и с вероятностью P_2 — к другой.

Сумма весов вероятностей суммарного распределения равна единице. Распределение суммарной совокупности можно получить по двум суммируемым распределениям и указанной пропорции в соответствии с формулой (6.3).

«С помощью статистических методов можно обнаружить наличие привнесенных причин, узнать, в какой момент эти причины действуют, и какого рода действие они производят. А это может помочь инженеру опознать привнесенные причины и подвести их под контроль»[Хальд А., 1956]. Привнесенными причинами, выражаясь терминологией математической статистики, считаются те, которые нарушают состояние однородности ряда распределений.

Таким образом, не только физический анализ гидрологических рядов, но и статистические методы могут оказать определенную помощь в выявлении источников, вызывающих разнородность стоковых рядов.

А.10.1. Статистический анализ годового стока р. Сакмары — село Сакмары

На рисунке А.12 представлен эмпирический ряд и интегральная кривая распределения М.Ф. Менкеля и С.Н Крицкого при $C_s=C_v$ (кривая обеспеченности IV), полученная по данным всего ряда наблюдений. Отметим, что принятая аналитическая интегральная кривая распределения наилучшим образом

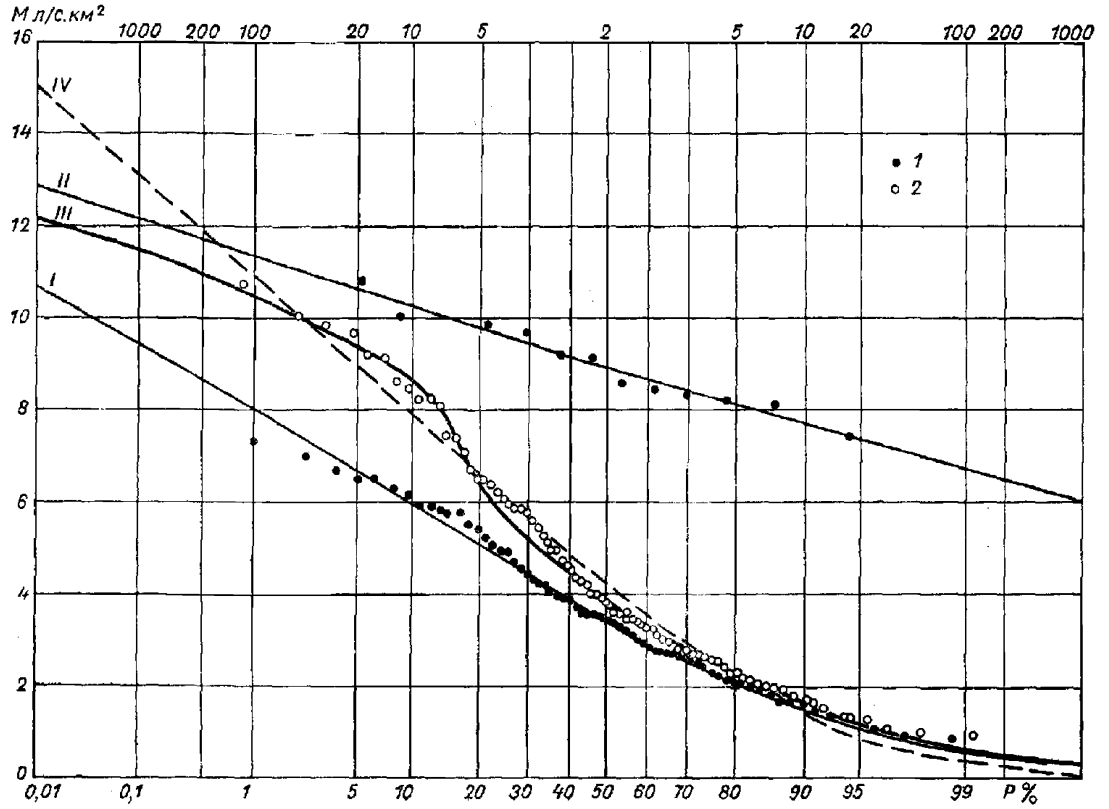

Рис. А.12. Кривая обеспеченности годового стока р. Сакмары — с. Сакмары
○ — эмпирические точки всего ряда, • — эмпирические точки относительно однородных совокупностей, I и II — аналитические кривые обеспеченности относительно однородных совокупностей, III —аналитическая кривая обеспеченности, основанная на сумме взвешенных вероятностей кривых I и II, IV — аналитическая кривая обеспеченности, рассчитанная по разнородным данным всего ряда.

осредняет эмпирическое поле точек по сравнению с другими аналитическими кривыми и различными соотношениями C_s/C_v. Больше того, интегральная кривая М.Ф. Менкеля и С.Н. Крицкого при $C_s = C_v$ апробирована на большом материале по стоку рек данной территории и признана наилучшей. Несмотря на это, легко обнаружить, что эта интегральная кривая распределения существенно отличается на некоторых участках от расположения эмпирических точек, отклоняясь вниз в нижней части кривой обеспеченности и вверх — в экстраполируемой верхней части этой кривой.

Указанное несоответствие не может быть объяснено только «случайными» отклонениями эмпирических точек от аналитической кривой. Больше того, аналогичное несоответствие эмпирических данных аналитическим интегральным кривым распределения наблюдалось при рассмотрении других стоковых рядов рек рассматриваемой территории.

Итак, исходя только из статистического анализа, можно сделать предположение, что этот ряд нельзя рассматривать как вполне однородный. Видимо, он состоит из нескольких относительно однородных совокупностей.

Первые выводы, основанные лишь на анализе интегральной кривой распределения, могут быть сформулированы следующим образом.

1. Данный статистический ряд в первом приближении можно разбить на две относительно однородные совокупности.

2. От значений модулей стока 6–7 л/сек и выше, начинает действовать какая-то привнесенная причина, т.е. причина, которая и создает разнородность ряда.

3. Действие, оказываемое этой причиной, заключается в увеличении модулей стока многоводных лет.

Отметим, что все сказанное выше об особенностях формирования стока рек степной зоны (влияние бессточных понижений) относится и к рассматриваемому створу.

Следовательно, источником нарушающим однородность среднегодовых расходов рассматриваемого ряда, следует считать наличие бессточных понижений местности, увеличивающих сток многоводных лет и уменьшающих сток маловодных лет. Этим и объясняется своеобразная форма эмпирической кривой обеспеченности.

Итак, на основании статистического анализа и анализа условий формирования годового стока р.Сакмары — село Сакмары исследуемый ряд нельзя назвать в полной мере однородным. Разделение разнородного распределения на относительно однородные совокупности произведено с учетом физического обоснования формирования стока и с учетом переломных точек на эмпирической кривой обеспеченности.

Д.Д. Квасов [Квасов Д.Д. и др., 1957; Квасов Д.Д. и др., 1960] предложил аналитический вариант статистической обработки разнородных рядов. В настоящем примере применяется, если так можно выразиться, графоаналитическое решение статистической обработки разнородных рядов, которое практически не отличается от обычных методов статистической обработки гидрологических рядов и выгодно отличается своей простотой.

На рисунке А.12 представлены эмпирические точки и интегральные кривые распределения М.Ф. Менкеля и С.Н. Крицкого (I, II) при $C_5=C_v$ относительно однородных совокупностей. В данном случае обращает внимание значительно лучшая согласованность эмпирических данных с принятыми аналитическими кривыми распределения по сравнению с первоначальной статистической обработкой всего стокового ряда, что дополнительно указывает на правильность произведенного разделения данного статистического ряда.

Суммарную кривую обеспеченности можно получить по двум относительно однородным совокупностям и их пропорции, т.е. как сумму взвешенных вероятностей относительно однородных совокупностей по формуле (6.3). Первую совокупность берем с весом 0,85, вторую с весом 0,15, что легко определяется из количества членов ряда этих совокупностей.

Например, получим несколько точек суммарной кривой обеспеченности скажем, для следующих значений годовых модулей стока: 12, 10, 8, 6, 4, 2 л/с км^2.

Вычисления представим в виде таблицы А.9, в которой данные графы 2 и 4 снимаются с графика для соответствующих значений модуля стока, данные графы 3 и 5 получаются путем умножения данных предыдущих граф на веса совокупностей и, наконец, данные графы 6 вычисляются сложением данных граф 3 и 5.

На рисунке А.12 показана суммарная интегральная кривая распределения (III) (кривая обеспеченности) исследуемого стокового ряда. Суммарная инте-

гральная кривая обеспеченности (III) значительно лучше осреднила эмпирическое поле точек, чем аналитическая кривая обеспеченности (IV), полученная по разнородной совокупности.

Таблица А.9. Схема расчета аналитической кривой распределения годового стока по неоднородным совокупностям р. Сакмара — с. Сакмара

Модули стока, л/с. км^2	1-я совокупность, в %		2-я совокупность, в %		Суммарное распределение P%
	P_1	0,85 P_1%	P_2	0,15 P_2%	
12	<0,01	< 0,008	0,18	0,027	0,033
10	0,04	0,034	14,5	2,18	2,21
8	1,00	0,85	83,5	12,53	13,38
6	9,3	7,9	99,91	14,87	22,77
4	36,0	30,6	> 99,99	15,0	45,6
2	81,5	69,3	> 99,99	15,0	84,3

Разброс точек всего эмпирического ряда относительно суммарной кривой III можно отнести к случайным отклонениям. Однако и в этом случав в диапазоне модулей 5,0–6,5 л/сек, наблюдается некоторое систематическое отклонение точек от суммарной кривой (III). В дальнейшей, разбив эту совокупность на две относительно однородные совокупности, можно было бы исключить и это незначительное несоответствие кривой обеспеченности (III) наблюденным данным. В связи с этим отметим, что при незначительном отклонении суммарной аналитической кривой от эмпирических данных не следует дополнительно выявлять разнородность, добиваясь при этом идеального осреднения.

При разделении разнородного ряда на относительно однородные совокупности особенно важно выделить наиболее существенные отклонения от принятого распределения. Поэтому не было произведено дальнейшее разделение первой совокупности на две относительно однородные совокупности.

А.10.2. Статистический анализ годового стока р. Большой Узень — г. Новоузенск

Подробно на причинах разнородности данного стокового ряда не останавливаемся, так как все сказанное выше об особенностях формирования стока некоторых степных рек полностью относится и к данному водосбору, с той лишь разницей с предыдущим примером, что размеры и количество бессточных депрессий на этом водосборе развиты больше. Кроме того, на водосборе р. Большой Узень имеется большое количество мелких прудов, водохранилищ и больших плесов, которые вместе взятые дополнительно снижают сток маловодных лет, увеличивая их количество и сводя сток исключительно маловодных лет до нуля (1933 г.).

Благодаря этому, представилось целесообразным данный стоковый ряд разбить на три относительно однородных совокупности: маловодных, средних по водности и многоводных лет (рисунок А.13).

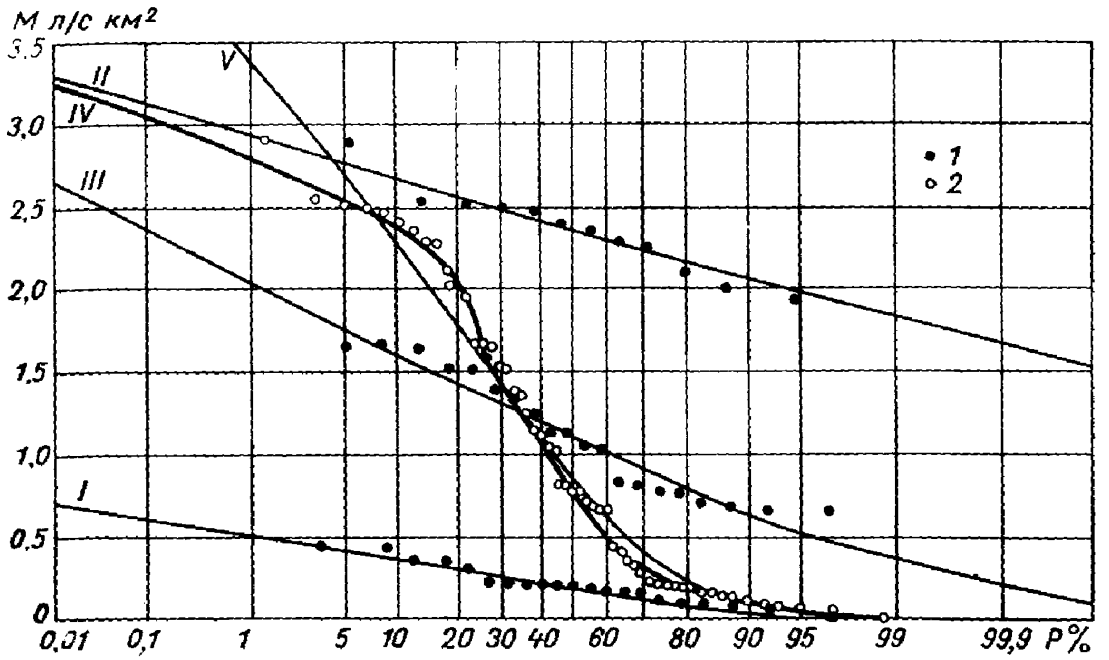

Рис. А.13. Кривая обеспеченности годового стока р. Большой Узень — г. Новоузенск
○ — эмпирические точки всего ряда, • — эмпирические точки относительно однородных совокупностей, I, II, III — аналитические кривые обеспеченности относительно однородных совокупностей, IV — аналитическая кривая обеспеченности, основанная на сумме взвешенных вероятностей относительно однородных распределений I, II, III, V — аналитическая кривая обеспеченности, рассчитанная по разнородным данным всего ряда

Если аналитическая кривая, рассчитанная по всему ряду наблюдений, существенно отличается от эмпирических данных, то кривая, полученная как сумма взвешенных вероятностей относительно однородных совокупностей, вполне удовлетворительно осреднила эмпирические точки.

А.10.3. Статистический анализ максимального стока р. Тобол — г. Курган

Влияние бессточных понижений местности на формирование максимального стока выражается в резком снижении максимального расхода воды в маловодные годы за счет трансформации паводочной волны в бессточных понижениях местности и изъятия части стока, формирующего наибольший расход воды.

В многоводные годы бессточные понижения местности полностью заполняются и в дальнейшем максимум стока формируется со всей площади водосбора, что приводит к резкому увеличению максимальных расходов воды.

При рассмотрении эмпирической кривой обеспеченности (рисунок А.14) обращает внимание перелом кривой при значении ординаты порядка 1000 м^3/сек что и послужило основанием для расчленения данного ряда на две относительно однородные совокупности.

Суммарная интегральная кривая распределения вполне удовлетворительно осреднила эмпирические точки.

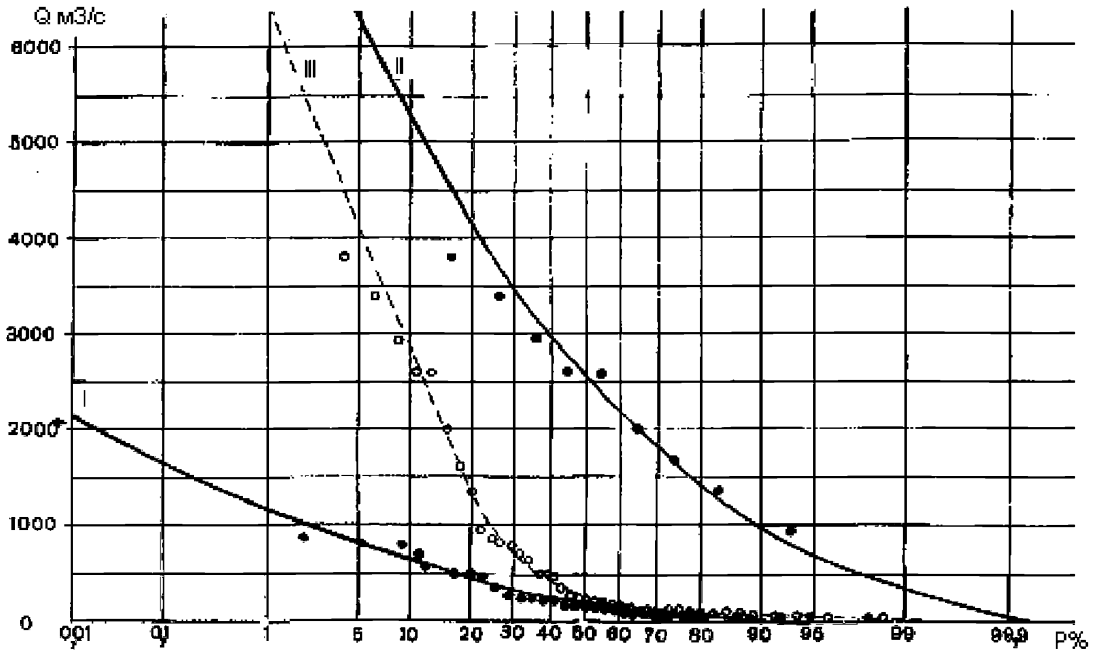

Рис. А.14. Кривая обеспеченности максимальных расходов воды р. Тобол — г. Курган
○ — эмпирические точки всего ряда, • — эмпирические точки относительно однородных совокупностей, III– аналитическая кривая, основанная на сумме взвешенных вероятностей относительно однородных кривых распределения I и II

А.11. Статистический анализ максимального стока р. Ариешь —п. Бая де Ариешь

На рисунке А.15 представлены эмпирические и аналитические кривые обеспеченности максимального стока р. Ариешь —п. Бая де Ариешь. При рассмотрении эмпирических точек на клетчатке вероятностей видим их своеобразное расположение, которое связано со значительным распространением на данном водосборе карстовых образований. [Рождественский А.В, 1964] Влияние карста в данном случае идентично влиянию бессточных понижений местности. Поэтому данная эмпирическая кривая напоминает ранее рассмотренные. Аналитическая кривая, рассчитанная по всему ряду (I), не согласуется с фактическими данными. Суммарная кривая распределения (II), полученная как сумма взвешенных вероятностей относительно однородных распределений (III и IV), вполне удовлетворительно соответствует эмпирическим точкам.

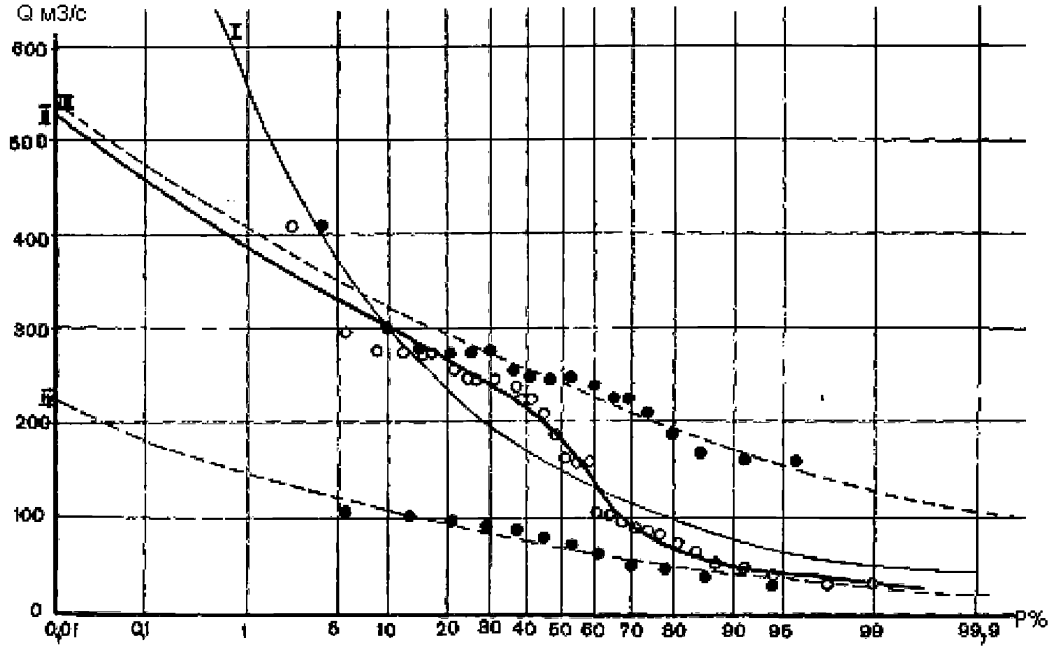

Рис. А.15. Кривая обеспеченности максимальных расходов воды р. Ариешь — Бая Де Ариешь
○ — эмпирические точки всего ряда, • —эмпирические точки относительно однородных совокупностей, I — аналитическая кривая, рассчитанная по разнородным данным всего ряда, II — аналитическая кривая, основанная на сумме взвешенных вероятностей относительно однородных кривых распределения III и IV

А.12. Расчет кривой обеспеченности с нулевыми значениями гидрологической характеристики в отдельные годы

При наличии в ряду наблюдений за гидрологическими характеристиками могут встретиться случаи наличия нулевых значений рассматриваемого явления. Например, перемерзание рек, пересыхание рек и подобные явления. Построение кривой обеспеченности в таких случаях может быть осуществлено с использованием составных кривых обеспеченности. Для этого значения членов ряда с нулевыми значениями рассматриваемого явления выделяются в отдельную однородную группу.

На реке Средний Егорлык у с. Шоблиевского (F=2170 км^2) за 28 лет наблюдений наблюдалось 7 случаев нулевых значений средних месячных минимальных зимних расходов воды. По данным за 21 год наблюдений, когда был сток, отличный от нуля, установлены следующие значения выборочных параметров распределения: $Q_{ср}$=0,243м^3 /с, C_v=0,93, C_s=2C_v. По этим параметрам рассчитаны аналитическая и эмпирическая кривые обеспеченности вполне удовлетворительно согласующиеся между собой и представлены на рисунке А.16. Для получения расчетной кривой обеспеченности для всей совокупности данных наблюдений (28 лет) воспользуемся формулой (6.4). Результаты расчетов сведены в таблицу А.10.

Как видим, отмечается вполне удовлетворительное согласование эмпирической и аналитической кривых обеспеченностей. Данный прием статистической обработки экспериментальных данных может быть использован при любом усечении неоднородных данных наблюдений.

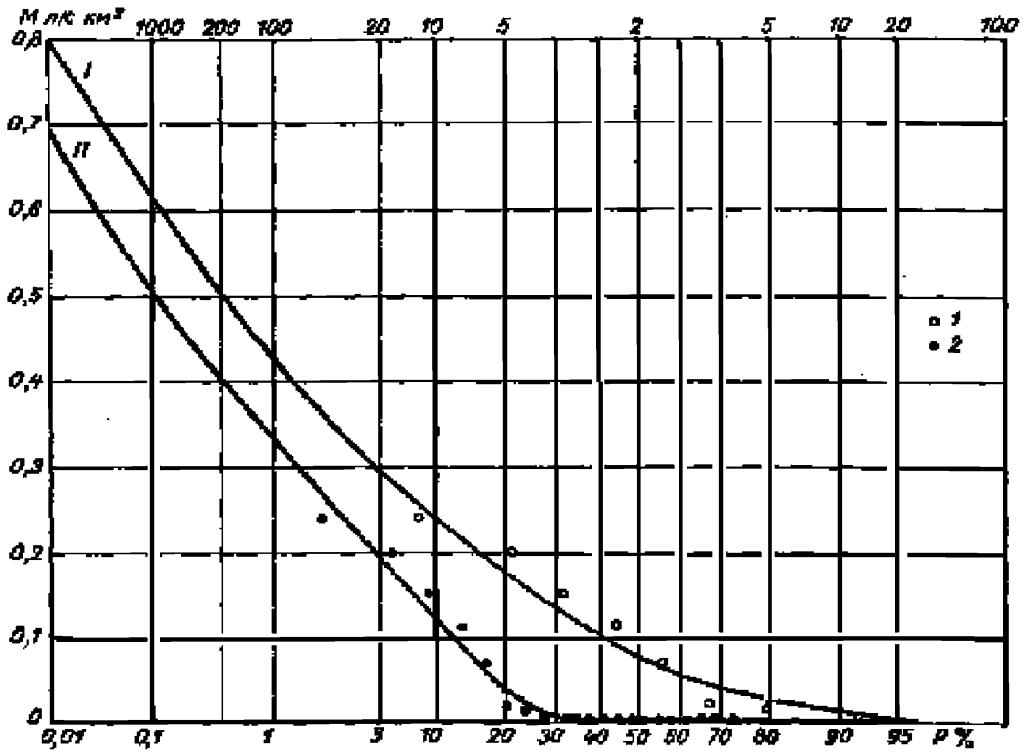

Рис. А.16. Кривая обеспеченности 30-суточных минимальных модулей стока р. Средний Егорлык у с. Шоблиевского.
1 — Эмпирические точки, значения которых больше нуля, 2 — эмпирические точки всей совокупности с учетом нулевых значений членов ряда, I — аналитическая кривая обеспеченности для членов ряда, значения которых больше нуля, II — аналитическая кривая обеспеченности, рассчитанная с учетом нулевых значений членов ряда

Таблица А.10. Расчет аналитической неоднородной кривой обеспеченности среднемесячных минимальных модулей воды р. Средний Егорлык у с. Шоблиевского

М, л/с км^2	Обеспеченность величины М по кривой I, $P_1(x)$, %	Обеспеченность величины M по кривой II $P_2(x)=P_1(x)\, n_1/(n_1+n_2)$
0,9	1,8	1,35
0,8	3,0	2,25
0,7	4,75	3,56
0,6	7,5	5,62
0,5	12,0.	9,0
0,4	19,3	14,5
0,3	29,5	22,2
0,2	46,0	34,5
0,15	58,0	43,5
0,10	70,0	52,5
0,05	83,0	62,5
0,01	97,0	72,8

А.13. Определение кривой обеспеченности минимального стока р. Дон у г. Лиски по неоднородным данным наблюдений

На рисунке А.17 представлен хронологический график многолетних колебаний минимального стока р. Дон — г. Лиски.

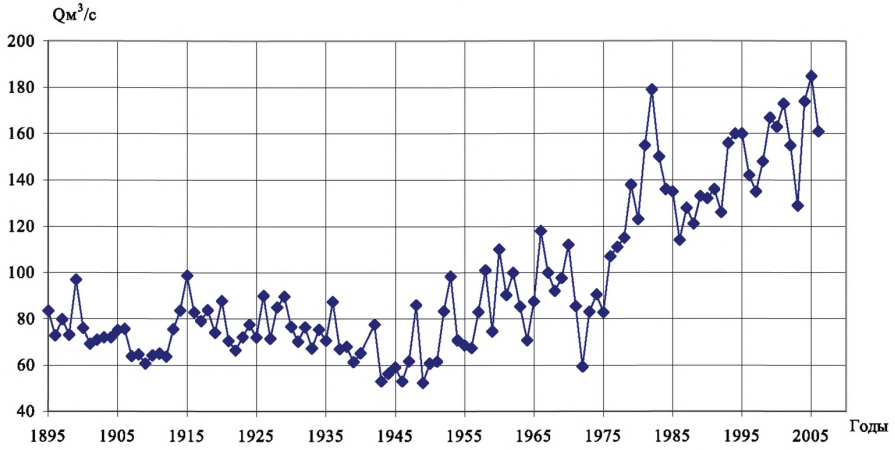

Рис. А.17. Хронологический график хода минимальных расходов воды р. Дон – г. Лиски

На основании этого графика, разностной и суммарной интегральных кривых (Рисунок А.18, А.19) можно придти к выводу о необходимости дальнейшего анализа однородности ряда наблюдений, т.к. с 1980 г. произошло существенное увеличение минимального стока в рассматриваемом бассейне.

Дело в том, что в последние два — три десятилетия в некоторых районах России наблюдается заметное увеличение минимального стока, что естественно должно найти свое отражение и в методах расчета данной гидрологической характеристики. Если говорить о численной реализации оценки расчетных значений характеристик минимального стока, то можно сразу отметить, что использование составных кривых распределения вероятностей может найти применение в практике гидрологических расчетов минимального стока. Больше того эта методология при современном уровне наших знаний о многолетних колебаниях речного стока и ограниченности наблюдений во времени и пространстве за гидрологическими характеристиками представляется единственно возможным решением данной проблемы.

Это решение основано на раздельной статистической обработке неоднородной во времени гидрологической информации по однородным статистическим совокупностям (с начала наблюдений до 1980 г. и с 1980 г. по настоящее время) с последующим аналитическим определением смеси в данном случае двух однородных распределений. Методика расчета аналитических кривых обеспеченностей гидрологических характеристик по неоднородной гидрологической информации была опубликована впервые в работе [Рождественский А.В., 1964] В дальнейшем эта методика нашла свое отражение в СНиПе 2.01.14-83 [СНиП, 1984] и в СП 33-11-2003 «Определение основных расчетных гидрологических характеристик» [Свод, 2004] и в других изданиях.

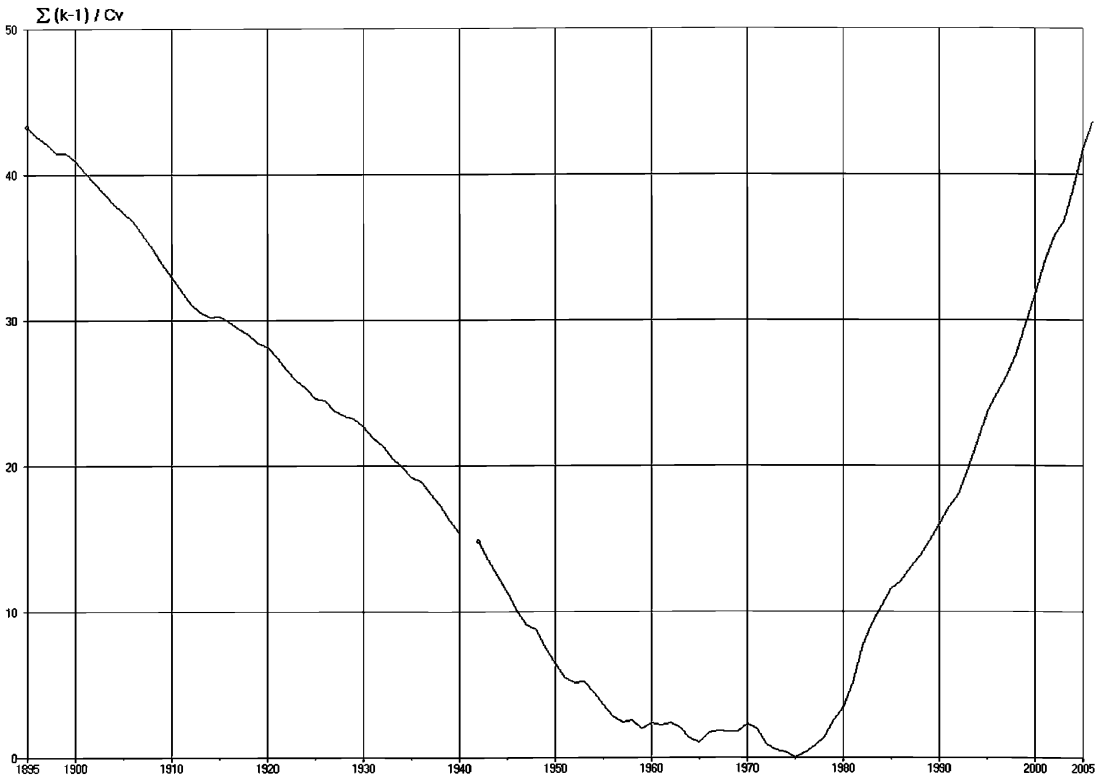

Рис. А.18. Разностная интегральная кривая минимальных расходов воды р. Дон – г. Лиски

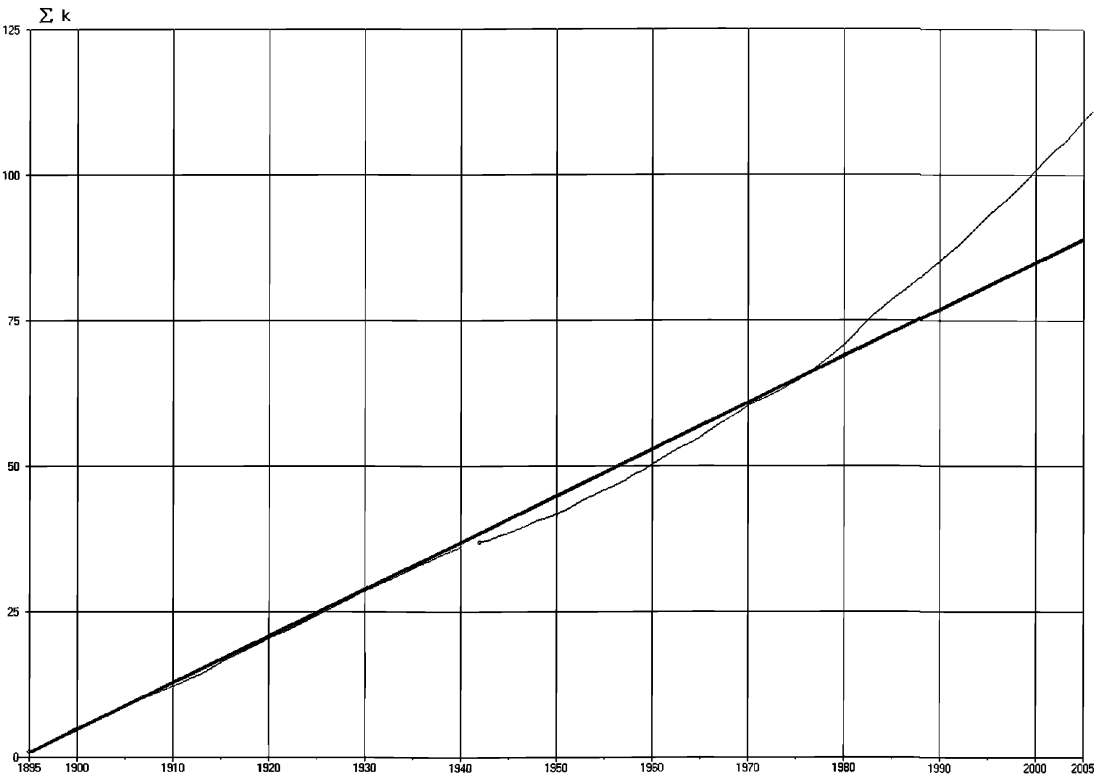

Рис. А.19. Суммарная интегральная кривая минимальных расходов воды р. Дон – г. Лиски

Рассмотрим исключительно важный вопрос оценки временной однородности (стационарности) многолетних колебаний минимального стока рек Верхнего Дона. «Анализ интегральных кривых позволил выделить два однородных периода. При этом точки перелома всех кривых практически совпадают и находятся в районе 1980 года, после которого повсеместно наблюдаются повышенные значения минимального стока» [Болгов М.В., 2009]. Пространственная картина повсеместного увеличения минимального стока рек рассматриваемого региона значительно усиливается пространственной связанностью рассматриваемой характеристики стока, что требует дополнительного учета этого обстоятельства. Оценку однородности рядов гидрологических наблюдений осуществляют на основе генетического и статистического анализов исходных данных наблюдений [СНиП 2.01.14-83, СП 33-101-2003]. Эта оценка произведена с использованием обобщенных критериев однородности, выполненных в соответствии с отмеченными нормативными документами. Результаты расчетов свидетельствуют, что выборочные средние (до и после 1980 г.) с 5% уровнем значимости неоднородны. Далее были рассчитаны эмпирические и аналитические кривые обеспеченности однородных совокупностей (до и после 1980 г.) с последующим определением суммарной аналитической кривой обеспеченности (рисунок А.20), которая вполне удовлетворительно описывает неоднородные исходные данные наблюдений. При этом главный вопрос, который всегда возникает, заключается в том, насколько правомерны эти расчеты. «Во всех случаях возникает вопрос [Болгов М.В и др., 2009], на который сегодня сложно получить однозначный ответ: отражает ли выделенный тренд однонаправленные изменения в развитии процесса, или это фрагмент некоторого низкочастотного колебания в гидролого-климатической системе, которое через некоторое время проявится в виде обратной тенденции». И далее авторы этой работы совершенно правильно развивают эту мысль: «Следует отметить, что имеющиеся гидрологические ряды слишком коротки для построения сложных вероятностных моделей только статистическими методами. Построить матрицу вероятностей перехода из одного устойчивого состояния, длящегося несколько десятков лет, в другое, наблюдавшееся также в течение нескольких десятилетий, невозможно, поскольку мы имеем дело только с одним случаем смены состояния.

Таких случаев должно быть несколько десятков и только тогда можно говорить и о распределении вероятностей времени пребывания системы в одном из состояний, и об оценке матрицы переходных вероятностей». Следовательно, ожидать решения данного вопроса статистическими методами возможно лишь в отдаленной перспективе, когда будет накоплена гидрологическая информация за несколько сотен лет. На основании произведенного обсуждения трудно отдать предпочтение расчетным характеристикам, полученным, скажем, за последний период повышенной водности минимального стока (с 1980 г. по настоящее время), т.к. неизвестно, когда может произойти смена тенденции изменения характеристик минимального стока. В таком случае расчетные характеристики минимального стока могут оказаться значительно завышенными. Это может произойти, если режим минимального стока вернется к условиям формирования, которые были с начала наблюдений до 1980 г. Тогда многие гидротехнические сооружения, обеспечивающие водоснабжение городов, других населенных пунктов, промышленных и сельскохозяйственных предприятий могут оказаться без воды с заданным уровнем надежности обеспечения водой питьевого и технического водоснабжения. Если же

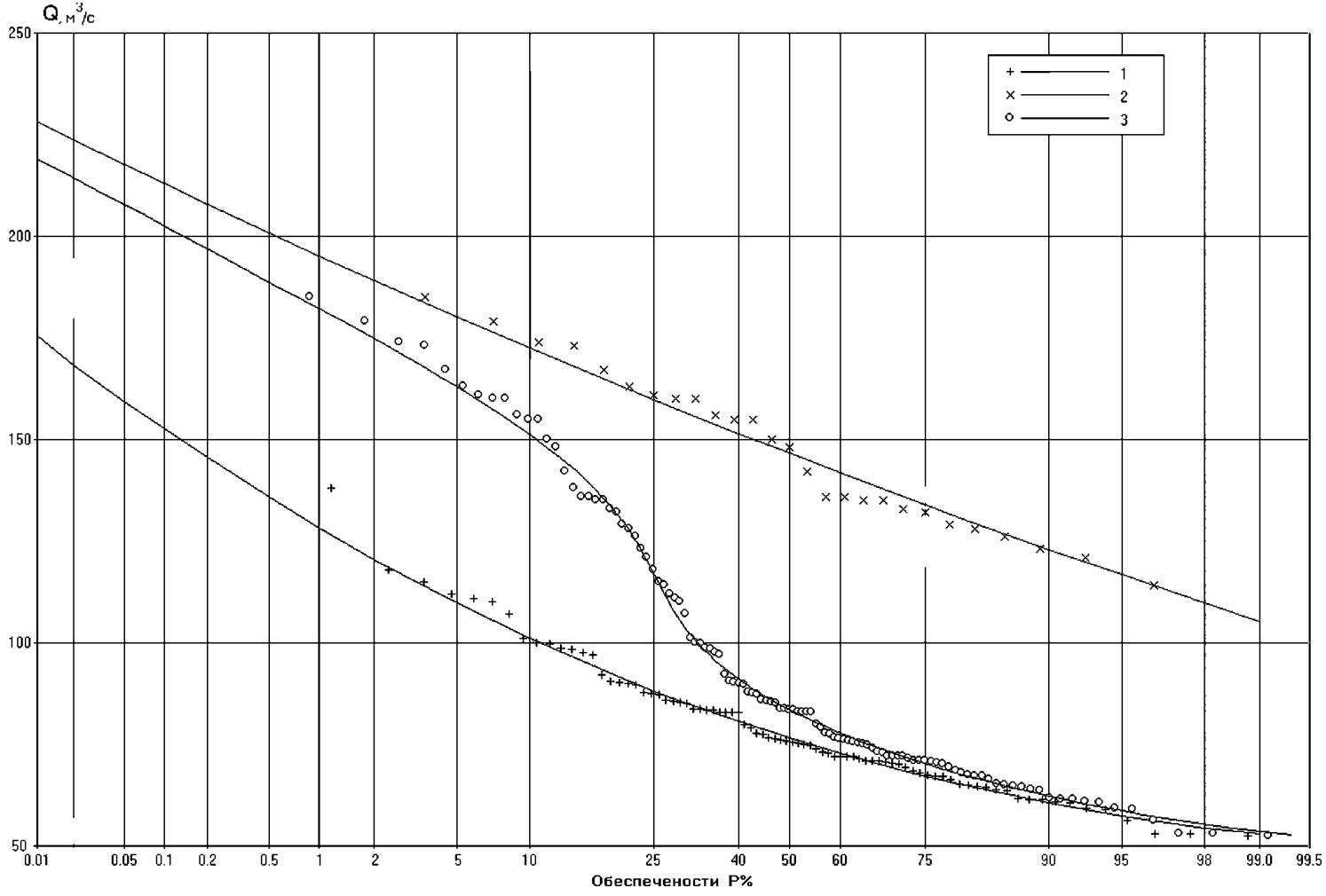

Рис. А.20. Кривая распределения минимальных расходов воды р.Дон-г.Лиски
1 — кривая распределения по данным 1980–2006 гг. 2 — кривая распределения по данным 1886–1980 гг.,
3 — суммарная составная кривая распределения по данным 1886–2006 гг.

режим повышенного минимального стока сохранится на период эксплуатации гидротехнических сооружений, то это может создать дополнительный запас надежности питьевого и технического водоснабжения. Поэтому едва ли целесообразно переходить к оценке повышенного минимального стока в современных климатических условиях, то есть с учетом возможной не стационарности исследуемой характеристики минимального стока. Вместе с тем необходимо особо подчеркнуть, что в заключение всех расчетов с учетом смеси двух однородных распределений и получением аналитического распределения неоднородной гидрологической информации получены правильные выводы. В этом случае расчетное значение минимального стока отражает наблюдаемые пропорции повышенных и пониженных значений минимального стока за различные периоды времени.

А.14. Построение кривой обеспеченности генетически неоднородных данных максимального стока весенних половодий и дождевых паводков

Максимальные расходы воды на р. Абава у х. Сисени в одни годы формируются от таяния снежного покрова, а в другие годы формируются от дождей. В рассматриваемый 35 — летний ряд наблюдений входит 20 расходов воды, относящихся к периоду весеннего половодья и 15 расходов воды, относящихся к дождевому стоку. Проверка статистической однородности с использованием обобщенных классических критериев свидетельствует о принятии альтернативной гипотезы неоднородности формирования весенних половодий и дождевых паводков. Поэтому произведена раздельная статистическая обработка стока весенних половодий и дождевых паводков, на основании которых получена аналитическая аппроксимация суммарного неоднородного распределения. Результаты расчетов сведены в таблицу А.11 и представлены на рисунке А.21.

Таблица А.11. Расчет аналитической неоднородной кривой обеспеченности максимальных расходов воды р. Абава у х. Сисени

$Q_{макс}$, м^3/с	Совокупность дождевых максимумов		Совокупность снеговых максимумов		Обеспеченность неоднородной аналитической кривой P_0=0,43 P_1+0,57 P_2
	P_1%	0,43P_1%	P_2%	0,57P_2%	
490	0,016	0,997	0,04	0,023	0,03
400	0,21	0,09	0,48	0,27	0,36
350	0,65	0,28	1,7	0,97	1,25
300	1.98	0,85	5,2	2,97	3.82
250	5.3	2.27	14.3	8,17	10.4
200	13,8	5,92	35,8	20,4	26,3
150	31,9	13.7	66,0	37,7	51,4
100	61,0	26,2	91,5	52,2	78,4
50	91,5	39,3	99,75	56,96	96,3
40	95,3	40,9	99,96	57,08	97,7
10	99,96	42,88	100	57,0	99,98

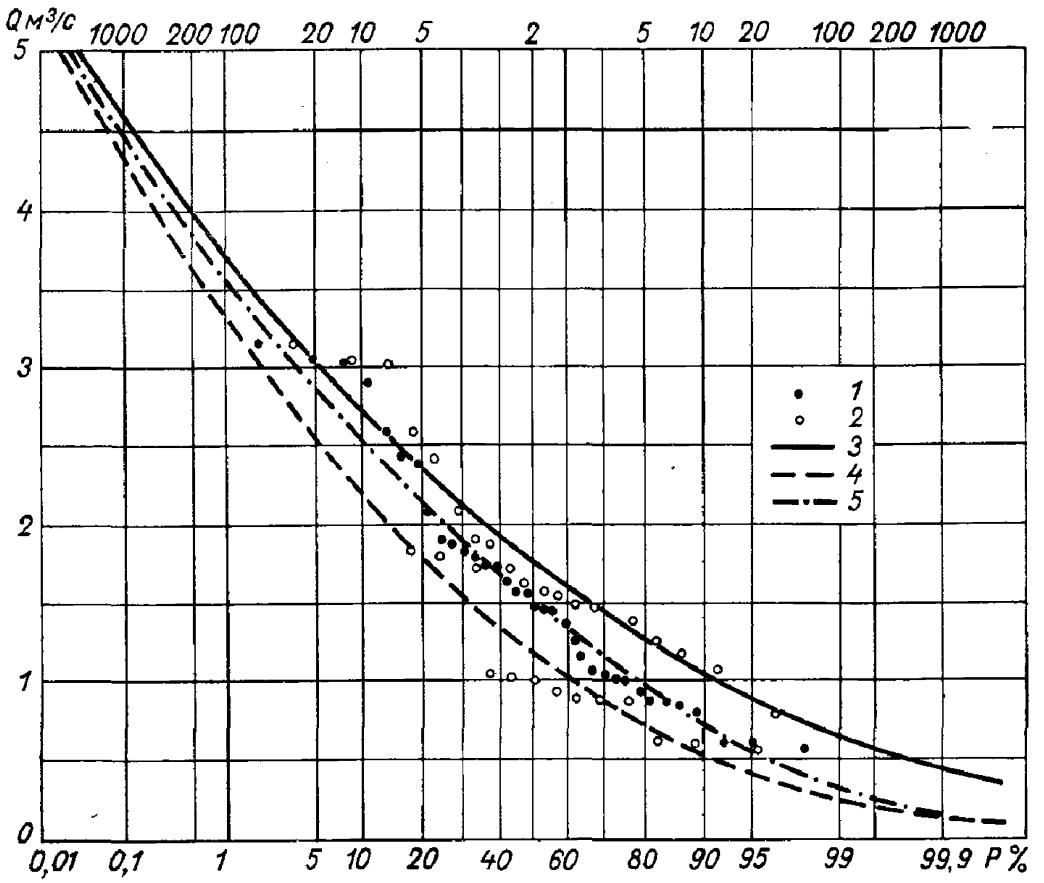

Рис. А.21. Кривые обеспеченности максимальных расходов воды р.Абава у х. Сисени
1 — эмпирические точки суммарной кривой обеспеченности максимальных расходов воды; 2 — эмпирические точки снеговых максимумов (верхняя кривая) и дождевых максимумов (нижняя кривая); 3 — аналитическая кривая обеспеченности С.Н. Крицкого и М.Ф. Менкеля максимальных расходов воды весенних половодий; 4 — аналитическая кривая обеспеченности С.Н. Крицкого и М.Ф. Менкеля максимальных расходов воды дождевых паводков; 5 — аналитическая кривая, основанная на однородных распределениях максимальных расходов воды весенних половодий (3) и дождевых паводков (4). По оси ординат расходы уменьшены в сто раз

А.15. Учет неоднородности формирования и исторического максимума стока при пересчете максимальных расходов воды в высокогорной части бассейна р. Кубани в створах действующих Усть-Джегутинского и Невиномысского гидротехнических сооружений

Общие положения по пересчету неоднородных максимальных расчетных расходов воды действующих Усть-Джегутинского и Невиномысского гидротехнических сооружений

До недавнего времени считалось, что рассчитанные раз и навсегда проектные расходы воды не требуют уточнений и пересчета. Вместе с тем по данным Международной комиссии по большим плотинам, основной причиной их прорыва является недостаточная пропускная способность сливного фронта гидро-

технических сооружений, из-за чего происходит более 30% общего числа аварий. Необходимость пересчета проектных гидрологических характеристик для действующих гидротехнических сооружений в бассейне р. Кубани обусловлена следующими причинами:

1. Изменением проектных гидрологических характеристик в связи с увеличением продолжительности наблюдений за период эксплуатации гидротехнических сооружений.

2. Созданием новых более эффективных методов определения расчетных гидрологических характеристик, включая методологию одновременного учета статистического описания неоднородных совокупностей и исторических максимумов стока.

3. Влиянием хозяйственной деятельности, которая появилась или видоизменилась за период эксплуатации гидротехнических сооружений.

4. Необходимостью учета выдающегося катастрофического максимального расхода воды, наблюдавшегося в 2002 г., при определении расчетного максимального расхода воды.

5. Необходимостью раздельного статистического описания выдающихся значений максимальных расходов воды и остальных членов ряда в связи с неоднородными условиями их формирования.

Пересчет проектных гидрологических характеристик в бассейне р. Кубани производится впервые в Российской Федерации. Тем самым положено начало нового мониторинга «Расчетных гидрологических характеристик», который предлагается производить регулярно не реже одного раза в 5–10 лет и всякий раз при прохождении выдающихся гидрологических явлений в рассматриваемом регионе.

Практическая реализация данного предложения оказалась возможной, благодаря разработке и совершенствованию методов учета исторических максимумов стока и составных кривых обеспеченностей, разработанных в ГГИ, а также вычислительных программ для определения расчетных гидрологических характеристик в створах гидротехнических сооружений. Стандартные методы определения расчетных гидрологических характеристик в сложных и неоднородных условиях формирования максимальных расходов воды в бассейне р. Кубань приводят к не удовлетворительным результатам согласования эмпирических и аналитических кривых обеспеченностей. На основании выполненных научно-методических исследований применительно к бассейну р. Кубани представилось возможным впервые оценить расчетные расходы воды, которые привели к вполне удовлетворительному согласованию эмпирических и аналитических кривых обеспеченности максимальных расходов воды.

Результаты выполненных расчетов убедительно свидетельствуют о необходимости реконструкции рассмотренных гидротехнических сооружений, расположенных в городах Усть-Джугут, Невинномысск, т.к. новые расчетные максимальные расходы воды значительно превышают проектные. Без реконструкции гидротехнических сооружений, то есть без увеличения их сливного фронта вероятность разрушения этих сооружений значительно увеличивается по сравнению с заданной обеспеченностью в соответствии с классом капитальности сооружения.

Таким образом, научно техническое обоснование производства комплекса работ по пересчету проектных гидрологических характеристик при неоднородности их формировании и организация мониторинга расчетных гидрологических харак-

теристик дают возможность обеспечить необходимой гидрологической информацией по реализации комплекса строительных эксплуатационных и ремонтно-восстановительных работ на напорных гидротехнических сооружениях.

Последовательность пересчета гидрологических характеристик для существующих напорных гидротехнических сооружений и водохозяйственных объектов включает в себя выполнение работ, которые представлены в блок — схеме на рисунке А.22.



Рис. А.22. Алгоритм пересчета расчетных гидрологических характеристик для действующих гидротехнических сооружений

Алгоритм пересчета проектных гидрологических характеристик производится в соответствии со Сводом правил по определению основных расчетных гидрологических характеристик [Свод, 2004]. Сравнение проектных гидрологических характеристик, которые были приняты ранее при проектировании гидротехнического сооружения с теми, которые получены вновь при пересчете, необходимо осуществлять для получения вывода о принятии или отклонении нового расчетного значения гидрологической характеристики. В том случае, если пересчитанное значение значительно отличается от принятого при проектировании, необходимо изменить правила работы гидротехнического сооружения (новые правила регулирования речного стока) и может быть даже осуществить его реконструкцию. Методология подобного рода анализа гидрометеорологической

информации рассматривается далее. Пересчет проектных гидрологических характеристик осуществляется в зависимости от количества и качества вновь поступающей (после проектирования гидротехнического сооружения) гидрологической информации. Если экстремальные значения гидрологической характеристики за период эксплуатации гидротехнического сооружения не имели места, то пересчет осуществляется 1 раз в 5–10 лет. В остальных случаях пересчет осуществляется каждый год, в котором имел место расход воды или уровень воды близкий к экстремальным (выдающимся) значениям гидрологической характеристики.

Восстановление естественного максимального стока

Восстановление естественного максимального стока произведено в отмеченных створах гидротехнических сооружений (Усть-Джегутинский и Невиномысский), а также в следующих пунктах-аналогах, расположенных на р. Кубань: Коста-Хетагурова, Дегтяревский, Богословское, Успенское и Армавир. Восстановление естественного максимального стока произведено в соответствии с работами [Методические указания, 1986, Методические рекомендации, 1986] методом руслового водного баланса путем суммирования наблюденного бытового максимального расхода воды в створах гидрометрических наблюдений с водозабором в Большой Ставропольский канал (180 $м^3/с$) с 1968 г. по настоящее время и в Невиномысский канал (75 $м^3/с$) с 1949 г. по настоящее время. В створе наблюдений Коста-Хетагурова, расположенном выше водозаборов наблюдается естественный сток, и поэтому восстановление естественного стока не производилось, в створах Усть-Джегутинский и Дегтяревский учитывался водозабор только в Большой Ставропольский канал 180 $м^3/с$, а в створах наблюдений Невиномыск, Богословское, Успенское и Армавир учитывались водозаборы в Большой Ставропольский и Невиномысский каналы в соответствии с периодом работы этих каналов.

Приведение рядов максимального естественного стока в горной части бассейна р. Кубань к многолетнему периоду

Для последующего анализа значений максимальных естественных расходов воды различной обеспеченности в створах напорных гидротехнических сооружений использовались кривые обеспеченности во всех пунктах наблюдений высокогорной части бассейна р.Кубань, поэтому и приведение максимальных расходов воды к многолетнему периоду также производилось для всех 7 пунктов наблюдений.

Восстановление естественного стока за многолетний период с одновременным и поэтапным использованием нескольких аналогов произведено в соответствии с работами [СП 33-101-2003, Рекомендации,1979, Методические, 2007].

Следует отметить некоторые особенности восстановления естественного максимального стока за многолетний период в горной области р. Кубань, начиная от водомерного поста Коста-Хетагурова до г. Арзамаса. Дело в том, что в горной области бассейна р. Кубань в 2002 году наблюдался выдающийся максимум стока, превосходящий остальные члены ряда в несколько раз. Это при-

вело к тому, что на графиках связи парной регрессии в нижней части графика располагаются эмпирические точки в полном соответствии с обычными представлениями связей стока между максимальными расходами воды и одна сильно отскакивающая точка от общего расположения точек за 2002 год. В результате значительно увеличиваются значения коэффициентов парной корреляции, достигая значений 0.99 и даже более. Отмеченная особенность восстановления максимального естественного стока вносит некоторый элемент искусственного увеличения коэффициентов корреляции при рассмотрении связей между максимальным стоком водомерных постов рассматриваемого региона. Это объяснятся тем обстоятельством, что максимум стока в 2002 году примерно соответствует обеспеченности 0,5%, а эта обеспеченность далеко выходит за пределы эмпирической обеспеченности наблюденного ряда.

Таким образом, несмотря на то, что в программном комплексе при отборе уравнений регрессии задано довольно мягкое условие (r>0,7), на самом деле коэффициенты корреляции уравнений регрессии, по которым восстанавливался максимальный сток, были 0,90 и больше. При этом средние квадратические погрешности восстановленных значений стока в несколько раз меньше этих значений.

Значения максимальных расходов воды, восстановленных и наблюденных за период с1926 по 2005 годы по всем створам высокогорной области р. Кубань, а по Невинномысскому гидроузлу с 1926 г. по 2008 г., приведены в таблице А.12 и на рисунке А.23.

Исходная информация за период 1958–2008 гг. по Невинномысскому гидроузлу была предоставлена Управлением эксплуатации Невинномысским каналом.

Таблица А.12. Наблюденные и восстановленные максимальные расходы воды на водпостах высокогорной области р. Кубань

Годы	с. Им. Коста Хетагурова	Усть-Джегутинский г/у, н/бьеф	х.Дегтяревский	Невинномысский г/у, н/бьеф	с.Богословское	с.Успенское	г.Армамир
1	2	3	4	5	6	7	8
1926	233	236	368*	772*	562*	468*	446*
1927	690	693	847*	1496*	967*	1059*	1163*
1928	355	358	496*	965*	670*	626*	637*
1929	424	427	872	1074*	1120*	715*	746*
1930	279	282	375	844*	581*	528*	518*
1931	299	302	998	876*	1257*	553*	550*
1932	245	248	428	791*	760	484*	465*
1933	312	315	389	897*	544	570*	570*
1934	350	353	516	957*	798	619*	630*

Продолжение табл. А.12.

1	2	3	4	5	6	7	8
1935	303	306	365	883*	570*	559*	556*
1936	897	900	927	1824*	996	1327*	833
1937	508	511	594	1208*	840	824*	658
1938	312	315	441	897*	652*	570*	676
1939	421	424	513	1070*	830	711*	886
1940	607*	608*	612	692*	854	596*	630
1941	303*	269*	435	622*	623	547*	568
1944	655*	691*	794*	1285*		1020*	1160
1945	203*	418*	332*	805*	548	677*	731
1946	331	364*	475	1081*	725	875*	978
1947	331	200*	407	670*	545	581*	611
1948	359	353*	488	729*	643	623*	663
1949	265	218*	403	736*	610	628*	670
1950	231		282	517*	442	472*	474
1951	329	274*	408	1158*	743	930*	1047
1952	390	430*	509	885*	773	735*	803
1953	303	237*	408	749*	641	637*	681
1954	316	354	422	959*	614	621*	680
1955	237	241	317	779*	405	474*	502
1956	388	462	536	1130*	755*	705	759
1957	308	350	442	952*	653*	605	719
1958	292	305	506	600	723*	596	722
1959	266	263	372	822	577*	517	562
1960	440	570*	615	849	841*	900	940
1961	816	705*	938	1835	1192*	1075	1175
1962	618	363*	611	1081	837*	633	713
1963	584	546	653	1155	882*	869	996
1964	341	305	434	837	645*	523	620
1965	418	328	570	1035	792*	539	675
1966	494	560	592	1607	816*	954	908
1967	516	444	911	1355	1162*	782	822
1968	459*	462	540	846	760*	753	759
1969	314	474*	562	460	784*	776	804
1970	423	520*	568	904	790*	835	795
1971	322	343*	437	629	648*	607	629
1972	339	432*	516	837	734*	722	779
1973	317	479*	444	898	655*	783	821

Продолжение табл. А.12.

1	2	3	4	5	6	7	8
1974	410	327*	481	633	696*	586	642
1975	564	486*	781	1155	1021*	791	898
1976	420	362*	515	808	733*	631	707
1977	534	422*	620	767	846*	709	826
1978	512	556*	700	1382	933*	882	1305
1979	308	353*	407	645	615*	619	675
1980	426	671*	659	1293	889*	1031	1234
1981	339	552*	793	1077	1034*	877	847
1982	388	557*	507	1007	724*	883	1035
1983	292	387*	510	763	727*	663	614
1984	716	503*	743	1164	980*	813	937
1985	534	427*	592	990	816*	715	852
1986	390	414*	448	620	660*	698	708
1987	568	632*	777	1012	1017*	980	1036
1988	348	574*	592	770	816*	905	863
1989	340	554*	797	838	1039*	879	845
1990	343	472*	573	779	795*	774	806
1991	722	608*	648	1379	877*	949	1224
1992	670	548*	440	865	651*	872	1037
1993	497	549*	675*	1145	812*	873	983
1994	203	241*	345*	470	524*	474	508
1995	536	475*	346	776	549*	777	696
1996	803	610*	740*	1417	1112*	952	1023
1997	363	535*	660*	1002	681*	855	955
1998	235	554*	680*	818	555*	879	970
1999	498	452*	572*	837	813*	748	758
2000	275	393*	632	822	859*	671	904
2001	417	483*	706	807	940*	788	916
2002	2330	2330	2510	4000	2897*	3170	3850
2003	631	469*	615	797	841*	741*	811
2004	473*	456*	620	1047	846*	807*	902*
2005	480	498*	650	869	879*	807	946*
2006				848			
2007				675			
2008				690			

Примечание: * — отмечены данные восстановленные по аналогам

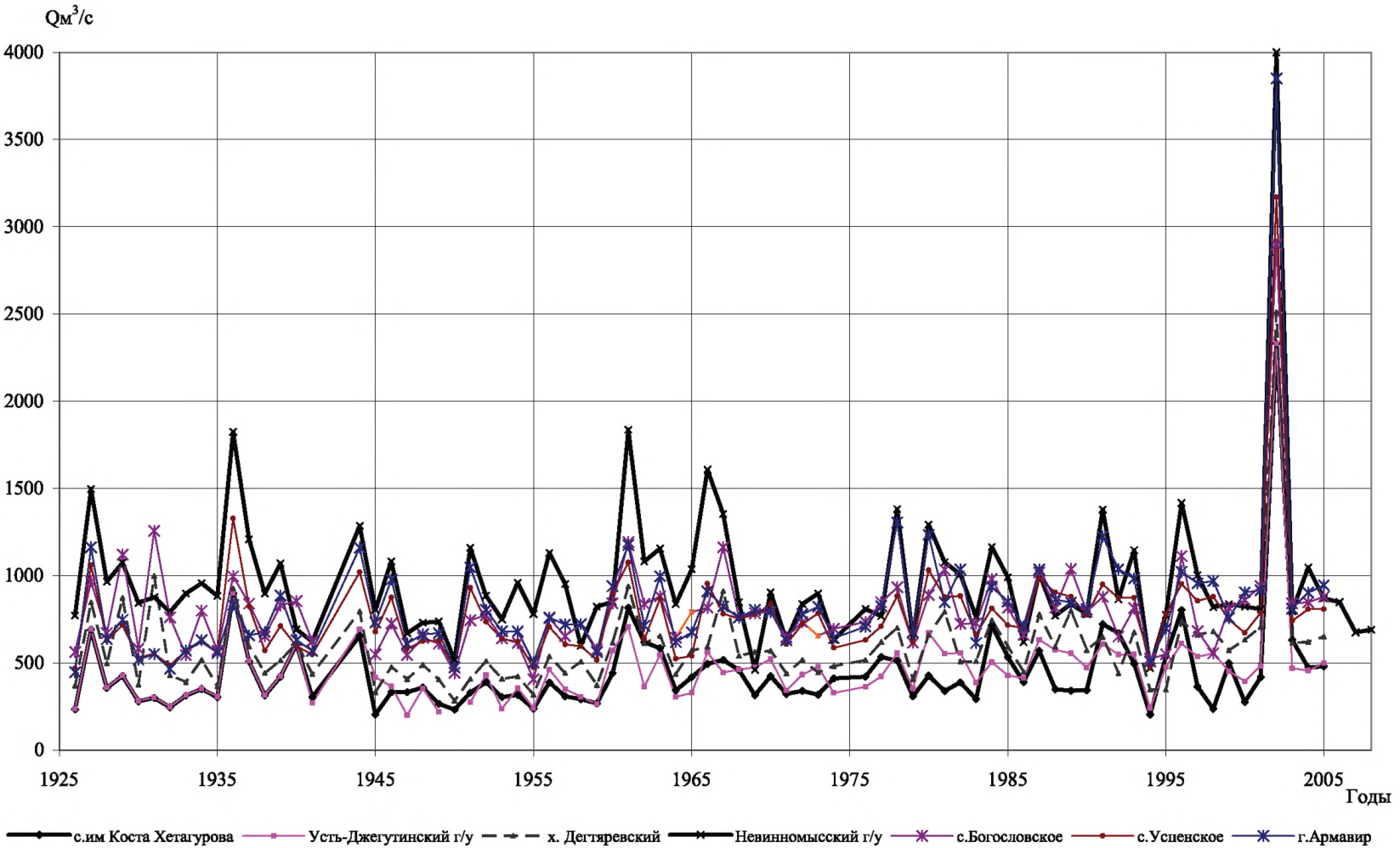

Рис. А.23. Хронологический график максимальных расходов воды рек Кубани

Оценка однородности рядов максимального стока

Оценка однородности максимальных расходов воды рек высокогорной части бассейна р. Кубань производилась с использованием критериев Диксона и Смирнова-Грабса. При оценке однородности экстремальных значений максимальных расходов воды был исключен расход за 2002 г., так как его обеспеченность далеко выходит за пределы наблюденного ряда. При продолжительности приведенных к многолетнему периоду рядов 1926–2005 гг. (n=80лет) максимальный расход воды 2002 г. не был превышен в течение, по крайней мере, 200 лет. Результаты расчетов представлены в таблице А.13.

Из этой таблицы следует, что подавляющее число данных по экстремальным значениям расходов являются однородными. Следует отметить, что экстремальные значения первых четырех членов ранжированных в убывающем порядке рядов для некоторых постов, являются неоднородными. На этом основании в дальнейших расчетах кривых обеспеченностей максимальных расходов воды применяются составные однородные кривые обеспеченности для самых высоких расходов ранжированного ряда и всех остальных членов ряда, что объясняется различными условиями формирования максимального стока. [Свод,2003г., Методические, 2007].

Определение параметров и расчетных значений квантилей максимальных расходов воды на водомерных постах высокогорной части водосбора р. Кубань

Определение значений стока различной обеспеченности по максимальным расходам воды производилось с учетом составных кривых обеспеченности, и с учетом исторического максимума 2002 г., обеспеченность которого была принята равной 0,5 %. Назначение такой обеспеченности для расходов 2002 г. осуществлено в соответствии с историческими сведениями, которые указывают, что этот максимум не был превышен по крайней мере за последние 200 лет. [Галкин Г.А. и др. 2003, 2004]. В статье [Славин А. и др., 2002] говорится о том, что «учеными подсчитано, что повторяемость столь масштабных явлений — 1 раз в 1500 лет» Приведем несколько цитат из этих работ, которые имеют непосредственное отношение к рассматриваемому вопросу:

«В горных районах пик паводка сформировался к 16–24 ч. 20 июня. Рост расходов воды на реках происходил стремительно и часто превышал критические отметки. По данным водомерного поста р. Кубань — Коста Хетагурова, уровень воды 20 июня за 3.5 ч. — с 16^{10} до 19^{40} поднялся на 2.4 м, после чего гидрологический пост был полностью разрушен. По словам очевидцев, фактически подъем уровня достигал 7,0 м. Затем, в этот же день, с 16 ч. начался подъем уровней воды в створе Усть — Джегутинской плотины, где к 23 ч. приточный расход намного превысил пропускную способность гидроузла (1440 куб. м), рассчитанную на пропуск паводка 0,5% обеспеченности. **Максимальный расход в створе плотины оценивается в 1700 куб. м/с, а повторяемость его не выше 0,1%**». *(Выделено нами)*. Как видим, принятая нами обеспеченность, равная 0,5% — довольно осторожное решение.

«В ночь с 20 на 21 июня пик паводка начал смещаться на предгорные районы. К 8 ч. утра 21 июня резко увеличился приток воды по рекам Кубань и Б. Зе-

Таблица А.13. Оценка однородности максимальных расходов воды р. Кубань

Пост	Критерий	D1n	D2n	D3n	D4n	D5n	D11	D21	D31	D41	D51	Gn	G1
с. Им.Коста Хетагурова	Эмпирич.	0.117	0.117	0.135	0.141	0.135	0	0	0.046	0.047	0.04	3.104	1.417
	Кртич.	0.338	0.058	0.344	0.074	0.408	0.089	0.415	0.098	0.408	0.077	4.351	1.859
	Неоднор.	—	+	—	+	—	—	—	—	—	—	—	—
Усть-Джегутский г/узел, н/бьеф	Эмпирич.	0.279	0.286	0.304	0.312	0.296	0.026	0.036	0.071	0.073	0.051	3.373	1.748
	Кртич.	0.265	0.111	0.29	0.127	0.338	0.157	0.349	0.165	0.331	0.147	3.763	2.352
	Неоднор.	+	+	+	+	—	—	—	—	—	—	—	—
х.Дектяревский	Эмпирич.	0.084	0.088	0.104	0.107	0.099	0.049	0.053	0.076	0.078	0.07	2.667	1.741
	Кртич.	0.282	0.1	0.302	0.112	0.352	0.14	0.363	0.148	0.348	0.13	3.887	2.242
	Неоднор.	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Невинномысский г/узел, н/бьеф	Эмпирич.	0.008	0.008	0.167	0.173	0.166	0.007	0.007	0.042	0.05	0.041	3.284	1.749
	Кртич.	0.351	0.045	0.353	0.053	0.422	0.073	0.428	0.082	0.422	0.06	4.52	1.746
	Неоднор.	—	—	—	+	—	—	—	—	—	—	—	+
с. Богословское	Эмпирич.	0.076	0.08	0.117	0.13	0.112	0.043	0.047	0.151	0.157	0.14	2.734	2.09
	Кртич.	0.259	0.115	0.285	0.133	0.334	0.164	0.344	0.171	0.325	0.154	3.73	2.39
	Неоднор.	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
с. Успенское	Эмпирич.	0.293	0.295	0.313	0.314	0.312	0.005	0.007	0.01	0.01	0.007	3.471	1.592
	Кртич.	0.278	0.102	0.299	0.116	0.348	0.144	0.36	0.152	0.344	0.134	3.856	2.269
	Неоднор.	+	+	+	+	—	—	—	—	—	—	—	—
г.Армавир	Эмпирич.	0.083	0.085	0.096	0.097	0.094	0.022	0.024	0.036	0.036	0.033	2.608	1.782
	Кртич.	0.254	0.117	0.281	0.136	0.329	0.167	0.339	0.176	0.319	0.158	3.709	2.419
	Неоднор.	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—

Примечание: 1. знак + указывает на неоднородность данных, знак — указывает на однородность данных; 2. Критерии D1n — D5n относятся к первым пяти точкам ранжированного ряда максимальных расходов, D11 — D51 относятся к последним пяти точкам ранжированного ряда максимальных расходов

ленчук к створу Невиномысского гидроузла — до 1260 куб. м/с, а к 11 ч. — до 2200 куб. м/с. К концу дня расход увеличился до 3000 — 3500 куб. м/с, значительно превысив пропускную способность гидроузла. Одновременно наблюдался значительный подъем уровней воды в реках Уруп, Лаба, Фирс, Белая, Курджипс. Только за одни сутки в бассейне р. Кубань были затоплены и подтоплены десятки населенных пунктов, разрушены дороги и мосты». Экспедиция ГУ «ГГИ» уточнила максимальный расход воды в створе Невиномысского гидроузла по меткам высоких вод до 4000 $м^3/с$.

Особый интерес представляет следующая цитата, поясняющая неоднородность формирования максимальных расходов воды в высокогорной области р. Кубань:

1. «Формирование значительных снегозапасов в верховьях горных рек. Если «сезонные» снега на равнине и в предгорьях в течении весны 2002 г. таяли довольно-таки равномерно, то пик таяния мощных (высотой до 2–3 м и более) снегозапасов в горах пришелся как раз на конец июня — начало июля. Интенсивному таянию высокогорных снегов и ледников в верховьях рек Кубань и Терек способствовали также аномально высокие температуры воздуха летних месяцев, при этом засуха охватила значительную территорию Южной и Средней России». И далее авторы пишут:

«2. Наряду с резким увеличением стока горных рек за счет бурного таяния ледников и высокогорных снегов, гидрометеорологическую ситуацию в бассейне усугубили ливневые дожди большой интенсивности, прошедшие в различных районах Средней и Верхней Кубани».

Таким образом, в 2002 г. формирование максимального стока в верховьях р. Кубани происходило под действием двух генетически неоднородных причин: 1. исключительно большие запасы воды в снежном покрове и бурного таяния высокогорных снегов и ледников и 2. ливневые дожди исключительно большой интенсивности. Совпадение по времени этих редких событий и приводит к формированию максимального стока неоднородного по генезису. В той или иной степени отмеченные факторы всегда присутствуют при формировании наибольшего стока в горной части бассейна Кубани. Вместе с тем налицо неоднородность формирования максимального стока, в зависимости от водности года, то есть в зависимости от совпадения выдающихся ливневых осадков и высоких температур воздуха, обуславливающих интенсивное таяние высокогорных снегов и ледников. На основании этого можно заключить, что степень генетической неоднородности максимального стока зависит от водности года, что и привело к мысли раздельной статистической обработке относительно высоких максимумов стока и остальной части рядов гидрометрических наблюдений. Такова генетическая сторона неоднородности формирования максимального стока, связанная с интенсивностью таяния высокогорных снегов и ледников, с одной стороны и ливневыми осадками, с другой.

Отражением проведенного краткого анализа формирования максимального стока в верхней части бассейна р. Кубани, явилась попытка стандартного построения эмпирических и аналитических кривых обеспеченностей, которая естественно привела к неудовлетворительным результатам. В данном случае использование аналитических одно модальных распределений всегда приводило к неудовлетворительному согласию эмпирических и аналитических кривых обеспеченностей. Попытки же выхода из этой ситуации путем увеличения отноше-

ния коэффициента асимметрии к коэффициенту вариации приводили к тому, что отсутствовали таблицы применяемых в гидрологических расчетах столь высоких значений этого отношения. Расширив таблицы распределения Пирсона III типа, вновь имело место, хотя и в меньшей степени, рассогласование эмпирических двух модальных распределений и аналитических одно модальных кривых распределения вероятностей ежегодного превышения.

Итак, проведенный генетический анализ формирования максимального стока горной части бассейна р. Кубани и статистический анализ убедительно свидетельствовали о необходимости разделения неоднородной совокупности максимальных расходов воды по крайней мере на два относительно однородных распределения с использованием составных кривых обеспеченности. Подобная процедура статистического анализа неоднородных данных максимальных расходов воды исследуемого района значительно улучшило согласование эмпирических и аналитических функций распределения, но не решила окончательно поставленной задачи статистической обработки эмпирических данных максимального стока в рассматриваемом районе из-за выдающегося максимума стока в 2002 г. Лишь согласованное и одновременное использование составных однородных распределений и учета исторического максимума стока 2002 г., привели к удовлетворительному согласованию эмпирических и аналитических кривых обеспеченности рассматриваемой гидрологической характеристики в горной части бассейна р. Кубань. Методология подобного решения была разработана в лаборатории расчетов стока ГУ «ГГИ», а вычислительная программа составлена в Валдайском филиале ГУ «ГГИ» А.В. Кокоревым.

На основании данных, представленных в таблице А.12, и с учетом разработанной методологии и вычислительной программы, были построены кривые обеспеченности максимальных расходов воды р.Кубань в створах: Усть-Джегутинского гидроузла, Невинномысского гидроузла. Результаты расчетов представлены на рисунках А.24, А.25

Максимальные расходы воды различной обеспеченности (Qм^3/с) для этих створов приведены в таблице А.14. Сравнительный анализ обеспеченных значений максимального стока в интервале обеспеченностей от 0,01 до 10% и 50%, в зависимости от площади водосбора рек исследуемого района представлен в таблице А.14 и на рисунке А.26.

На рисунок А.26 также нанесены наблюденные данные максимальных расходов за 2002 г. (пунктирной линией), которые достаточно близко соответствуют максимальным расходам воды обеспеченностью 0,5%.

Наибольшие значения максимальных естественных расходов воды для всего интервала обеспеченностей растут по мере увеличения площадей водосборов, достигают максимальных значений в нижнем бьефе Невинномысского гидроузла и далее в створе с. Богословское расходы уменьшаются за счет распластывания (регулирования) максимальных расходов на пойме, и затем, начиная со створа с. Успенское происходит вновь постепенное увеличение максимальных расходов воды с увеличением площади водосбора за счет дополнительного стока притоков и сброса накопленной воды на пойме.

Такая ситуация характерна для расходов воды малой обеспеченности, далее с увеличением обеспеченности не происходит резкого скачка в расходах, т.к. при меньших расходах выход воды на пойму после г. Невинномыска будет значительно меньшим.

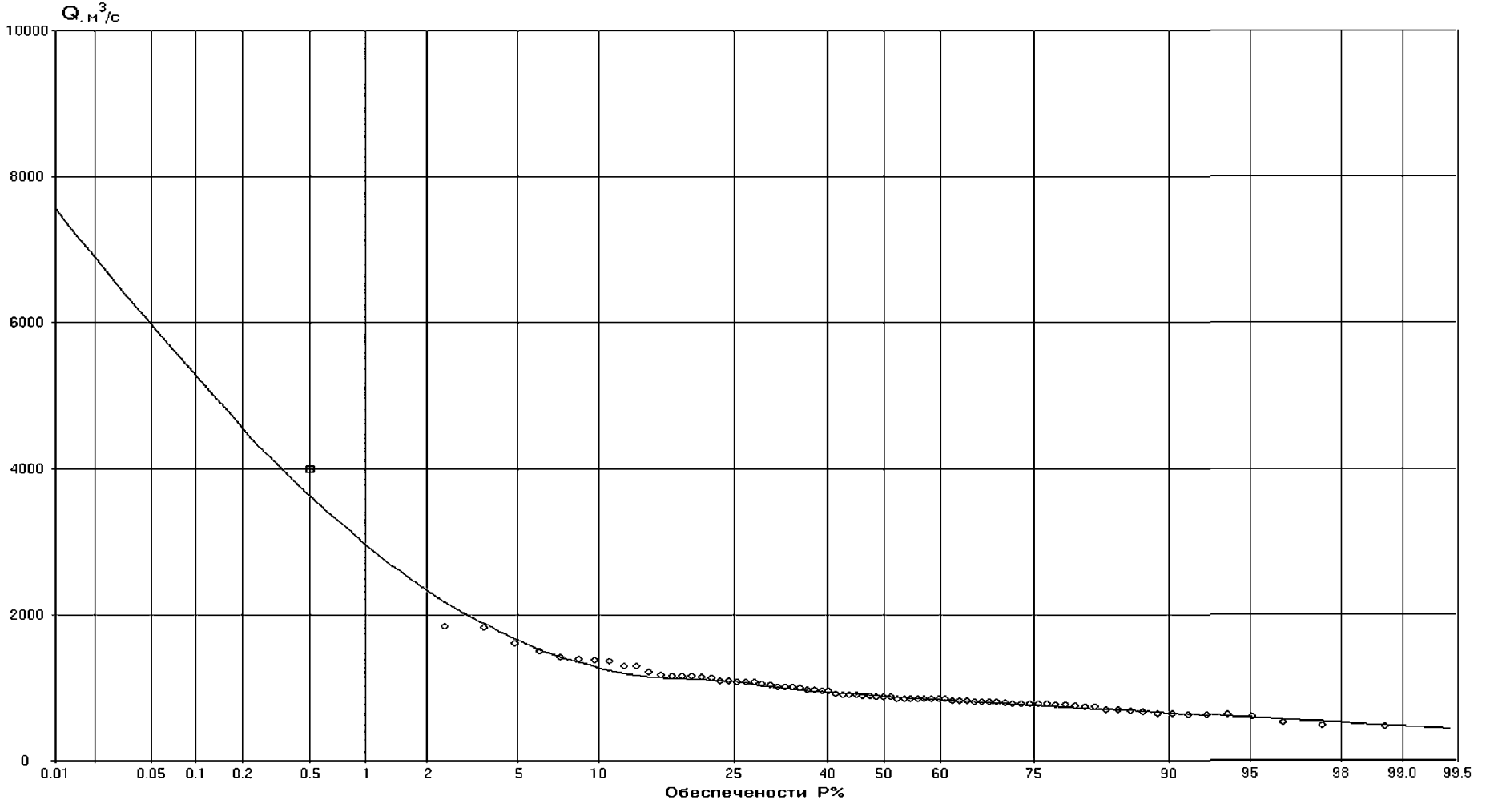

Рис. А.24. Кривая обеспеченности максимальных расходов воды р.Кубань — Невинномысский гидроузел, нижний бьеф

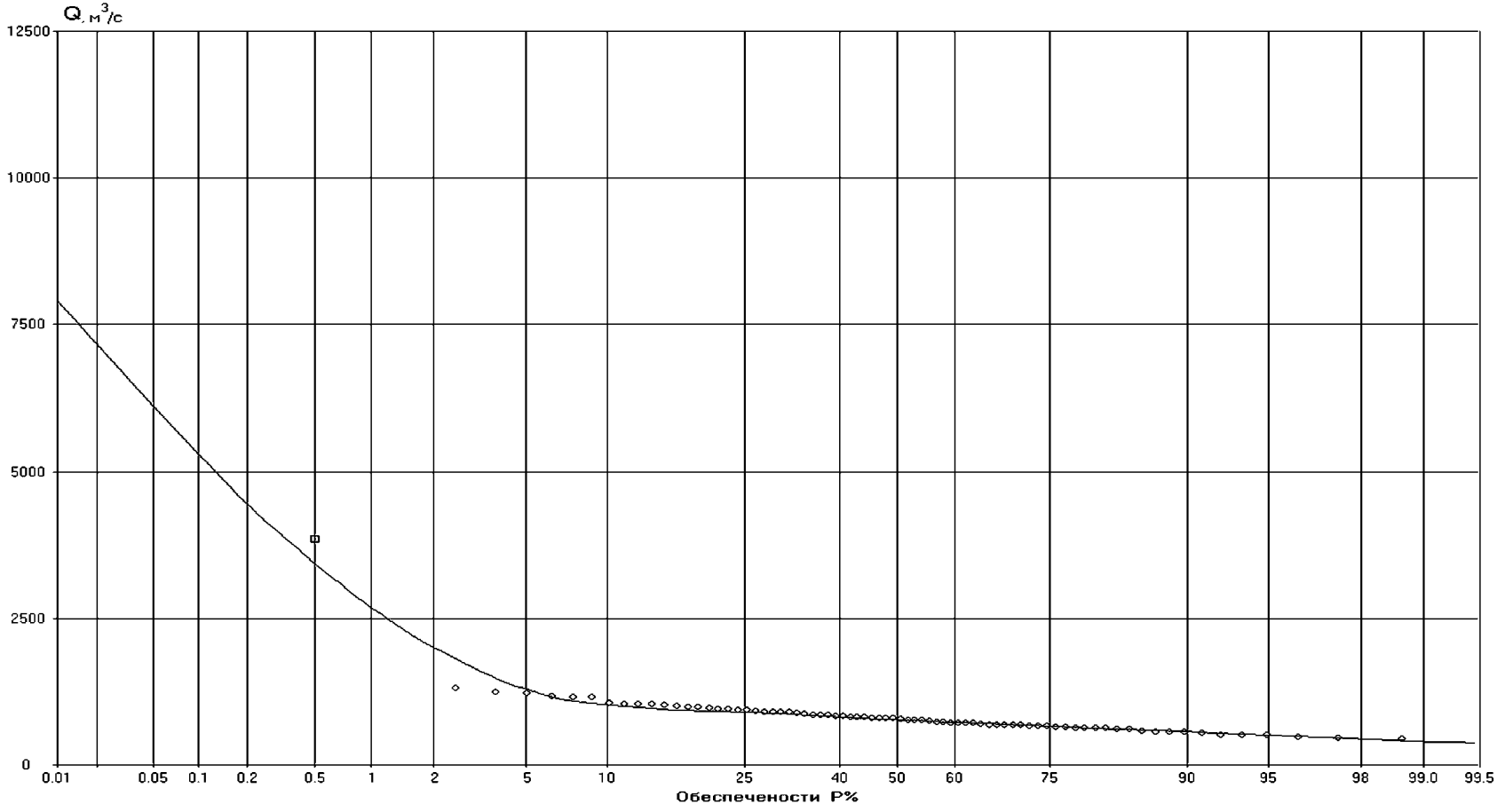

Рис. А.25. Кривая обеспеченности максимальных расходов воды р.Кубань — Усть-Джегутинский гидроузел, нижний бьеф

Таблица А.14. Максимальные расходы воды ($Qм^3/с$) различной обеспеченности

Пункт наблюдения	с. им. Коста Хетагурова	Усть-Джегутинский г/у, н/бьеф	х. Дектяревский	Невинномысский г/у, н/бьеф	с. Богословское	с. Успенское	г. Армавир
А км^2 / Р%	**3800**	**4160**	**7390**	**11000**	**12000**	**12800**	**16900**
0.01	4712	4856	4997	7573	5603	6394	7880
0.02	4265	4385	4528	6893	5093	5789	7114
0.05	3661	3743	3897	5990	4409	4971	6088
0.1	3184	3235	3397	5286	3874	4322	5289
0.2	2693	2724	2888	4555	3319	3661	4451
0.5	2097	2103	2271	3622	2643	2862	3398
1	1652	1634	1811	2968	2145	2264	2710
2	1249	1218	1400	2345	1693	1729	2061
5	818	771	963	1646	1207	1160	1347
10	615	598	766	1276	978	938	1026
50	386	427	540	1110	754	750	767
2002 г.	2330	2330	2510	4000		3170	3850

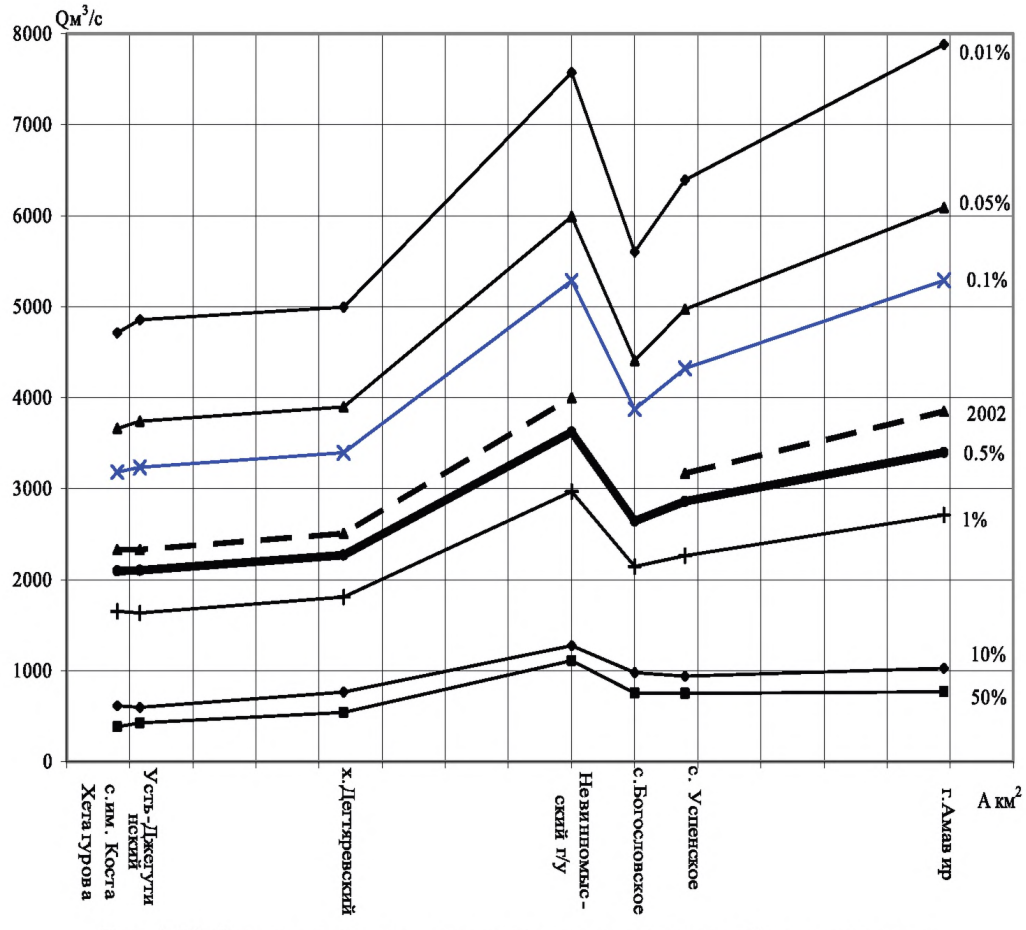

Рис. А.26. Зависимость максимальных расходов воды от обеспеченности и площади водосборов рек высокогорной части р. Кубани

Сравнение расчетных максимальных расходов воды с максимальными расходами воды, полученными ранее при проектировании гидротехнических сооружений и рекомендация по необходимой реконструкции гидротехнических сооружений

Полученные расчетные значения максимального стока 0,1 и 1% значительно отличаются от ранее предлагаемых проектных значений стока, что связано с отсутствием данных гидрометрических наблюдений в период эксплуатации гидротехнических сооружений, включая максимум 2002 г., при определении проектных максимальных расходов воды. Кроме того, при определении проектных расходов воды отсутствовала новая методология расчета кривых обеспеченностей, позволяющая учесть неоднородность формирования максимальных расходов воды с использованием составных кривых обеспеченности, и отсутствовала возможность учета исторических максимумов стока при построении эмпирических и аналитических кривых обеспеченности.

Можно отметить, что подобные работы по пересчету проектных расходов воды в бассейне р. Кубани уже начали проводиться. Так, гидрологическими изысканиями и расчетами ОАО «Севкавгипроводхоз» установлено, что на паводковом водосбросе (Большой Ставропольский канал) значения основного и поверочного расходов воды 1% и 0,1% обеспеченности составляют соответственно 1310 м^3/с и 2140 м^3/с, что значительно превышает проектные расходы воды 1% и 0,1% обеспеченности (соответственно 975 м^3/с и 1440 м^3/с). По нашим же данным с учетом исторических сведений и благодаря использованию составных кривых обеспеченности проектные расходы воды в створе Большого Ставропольского канала для расходов воды 1% и 0,1% обеспеченности соответственно равны 1630 м^3/с и 3240 м^3/с, что значительно выше данных, полученных «Севкавгипроводхозом» и тем более проектных расходов воды. В данном случае уместно заметить, что наблюденный расход воды 2002 г. равен 2330 м^3/с, что больше расхода воды оцененного «Севкавгипроводхозом» в 2140 м^3/с обеспеченностью 0,1%. Вместе с тем есть основания полагать, что обеспеченность наблюденного расхода воды 2002 г. составляет 0,5% и даже менее. Поэтому расчетный расход воды обеспеченностью 0,1% должен быть больше наблюденного, что и имеет место в расчетах, представленных в настоящем разделе. Аналогичная картина наблюдается в створе гидротехнического сооружения на р. Кубань у г. Невинномысска.

Гидрологическими изысканиями и расчетами ОАО «Кубаньводпроект» установлено, что на паводковом водосбросе (Невиномысский канал) значения расчетного расхода воды 0,1% составляет 3280 м^3/с, что значительно превышает проектный сбросной расход воды 2200 м^3/с. По нашим же данным с учетом исторических сведений и благодаря использованию составных кривых обеспеченностей максимальный сбросной расход воды 0,1% обеспеченности равен 5286 м^3/с, что значительно превышает данные «Кубаньводпроекта» и тем более проектные данные. В данном случае уместно заметить, что наблюденный расход воды 2002 г. равен 4000 м^3/с, что больше расхода воды оцененного ОАО «Кубаньводпроект» 3280 м^3/с обеспеченностью 0,1%. Вместе с тем есть основания полагать, что обеспеченность наблюденного расхода воды 2002 г. составляет 0,5%. Поэтому расчетный расход воды обеспеченностью 0,1% должен быть больше наблюденного, что и имеет место в расчетах, представленных в настоящем примере.

Таким образом, новые данные за максимальными расчетными расходами воды, полученные в период эксплуатации гидротехнических сооружений в створах г. Усть-Джегута и г. Невинномысск и новые методы расчета, реализованные в вычислительных программах, убедительно свидетельствуют о значительном превышении новых расчетных расходов воды над проектными. Следовательно, пропускная способность сбросных сооружений явно недостаточна для пропуска новых расчетных максимальных расходов воды. Изменения правил регулирования речного стока едва ли приведет к тому, что пропуск максимальных расходов воды не вызовет больших затруднений при новых расчетных расходах воды. В таком случае единственно возможный путь решения данной проблемы — это реконструкция гидротехнических сооружений. Подобные массовые расчеты в бассейне р. Кубань организованы в России впервые.

А.16. Оценка значимости линейных трендов

Статистически значимые линейные тренды в ходе многолетних колебаний гидрометеорологических характеристик свидетельствуют о том, что имеет место статистическая неоднородность во времени или, что, то же самое, нестационарность рассматриваемых гидрологических характеристик т.к. в этом случае закономерно изменяется во времени среднее значение. В этом отношении данный критерий оценки однородности примыкает к оценке однородности средних значений с использованием критерия Стьюдента, когда исходный ряд наблюдений разбивается на две или более частей и далее сопоставляются выборочные средние по каждой части исследуемого ряда.

Анализ стационарности и случайности колебаний годового стока, а также пространственное распределение и анализ пространственных корреляционных функций годового стока и осадков за различные периоды времени подробно рассмотрен в монографии [Пространственно-временные..., 1988]. В этой монографии большое внимание уделено вопросам оценки стационарности гидрометеорологических характеристик и оценке структуры их многолетних колебаний. Результаты исследования показали, что при 5%-ом уровне значимости подавляющее число рядов наблюдений являются стационарными. Число нестационарных рядов при различных способах их оценки составляет 6–7%. Поэтому представляет определенный интерес в сопоставлении оценки трендов годового стока рек бывшего СССР с оценкой трендов средних годовых температур воздуха на этой же территории. В рассмотренных далее примерах произведена оценка трендов средних годовых температур воздуха и их статистическая значимость в сопоставлении с аналогичными выводами по среднему годовому стоку той же территории.

В последнее время участились случаи приведения в технической литературе по гидрометеорологии линейных и даже нелинейных трендов в ходе многолетних колебаний различных гидрометеорологических характеристик, рассчитанных по ограниченному объему исходной информации. Известны даже случаи, когда линейные тренды определялись по данным наблюдений за 10 лет и даже меньше без оценки статистической значимости этих трендов. При решении подобных задач особое место занимает оценка значимости, оценка надежности и

точности полученных результатов расчета. В принципиальном плане эта задача легко решается при оценке значимости линейных уравнений регрессии рассматриваемой гидрологической характеристики во времени, когда оценивается коэффициент регрессии или коэффициент корреляции рассматриваемой зависимости по отношению к средней квадратической ошибке рассматриваемого параметра или по отношению к удвоенной средней квадратической ошибке при 5%-ом уровне значимости. Наибольшую трудность при оценке случайных погрешностей расчета коэффициента регрессии или корреляции вызывает учет коэффициента автокорреляции. Эта задача может быть решена с использованием метода статистических испытаний [Рождественский А.В., 1977]. Дальнейшая техника оценки значимости тренда сводится к оценке значимости коэффициента корреляции. Если в результате подобного рода расчетов окажется, что тренд значимо (при определенном уровне значимости) отличается от нуля, то из этого следует вывод о не стационарности многолетних колебаний гидрометеорологической характеристики, или, что тоже самое, о неоднородности рассматриваемого гидрометеорологического явления во времени.

Приведем лишь несколько примеров тренда значимо и не значимо отличающихся от нуля. Например, тренд глобальной температуры воздуха северного полушария, когда значение средней глобальной температуры воздуха за 100 лет возросло на 0,5 градуса Цельсия, или тренд повышения уровня Мирового океана на 1,3 мм. в год. В технической литературе практически не приводится сведений по корректной оценке значимости отмеченных трендов, хотя приводятся далеко идущие выводы по практическому учету и экстраполяции полученных трендов на будущее время, нередко исчисляемое десятками и даже сотнями лет вперед.

А.16.1. Пример оценки значимости линейных трендов средних годовых температур воздуха северной части Евро-Азиатского континента

На рисунке А.27 представлены многолетние колебания средней годовой температуры воздуха северной части Евро-Азиатского континента от 40 градусов северной широты и с 15 до 180 градусов восточной долготы.

На этот рисунок нанесен также линейный тренд пунктирной линией. Рассматриваемая территория, которую покрывают данные о средней годовой температуре воздуха, полностью относятся к территории Российской Федерации, начиная от западных границ и кончая Дальним востоком Российской Федерации. Кроме того, данная территория включает Западную Европу, начиная от Атлантического океана до Западных границ Российской Федерации. Особенно важно в данном случае отметить, что в рассматриваемую территорию включается практически вся территория России в ее современных границах.

Результаты расчетов линейных трендов представлены в таблице А.15.

В качестве нулевой гипотезы принимается гипотеза отсутствия статистически значимых трендов в ходе многолетних колебаний гидрометеорологических характеристик, то есть признание однородности во времени, а, следовательно, и стационарности многолетних колебаний средних годовых температур воздуха Евро-Азиатского континента. Альтернативная гипотеза заключается в наличии статистически значимого тренда средних годовых температур воздуха и, следовательно, в не стационарности и не однородности рассматриваемого метеорологиче-

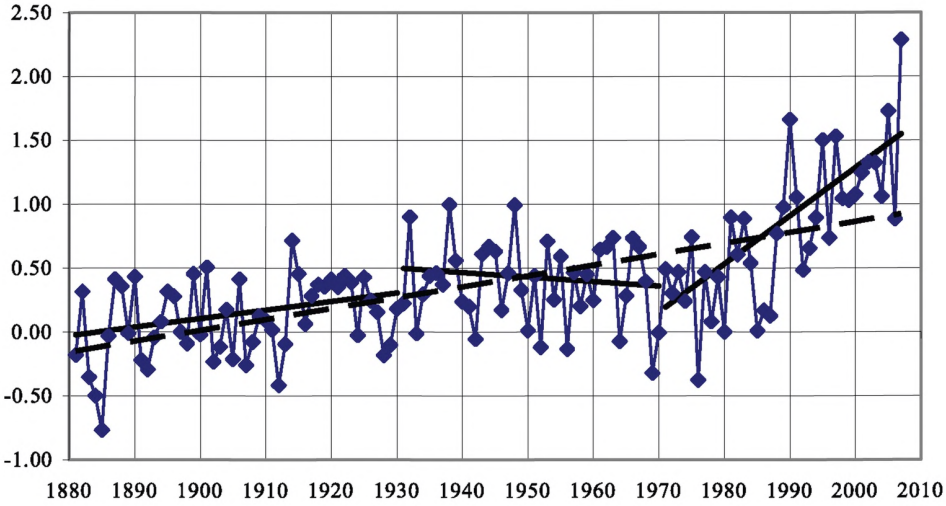

Рис. А.27. Многолетние колебания и линейные тренды средней годовой температуры воздуха (в отклонениях от среднего значения, рассчитанного за период 1951–1975 гг.) Евро-Азиатского континента (Северная Евразия от 40 градусов северной широты и с 15 до 180 град. восточной долготы).
(– – –) — за период 1881–2007 гг., (—) за периоды 1881–1930 гг., 1931–1970 гг., 1971–2007 гг.

Таблица А.15. Уравнения линейных трендов средних годовых температур воздуха северной части Евро-Азиатского континента по данным наблюдений за различные периоды времени, коэффициенты корреляции и их стандартные погрешности

№	Период	Уравнение тренда	R^2	R	σ_R	$2\sigma_R$	$3\sigma_R$
1	1881–2007	Y=0,0085x–16,155	0.410	0.64	0.053	0,106	0,159
2	1881–1930	Y=0,0067x–12,625	0,101	0,32	0,128	0,256	0,387
3	1931–1970	Y=–0,0036x+7,450	0.018	0.13	0.152	0,304	0,456
4	1971–2007	Y=0,0376x–73.917	0.529	0.73	0.013	0,026	0,039

ского элемента за период времени с 1881 г. по 2007 г. Подсчитаем среднюю квадратическую ошибку коэффициента корреляции линейного тренда по формуле:

$$\sigma_r = (1-r^2)/\sqrt{(n-1)} \qquad \text{(А.1)}$$

Средняя квадратическая погрешность по формуле (А.1) σ_r =(1–0,41)/(127–1)=0,59/126=0,05.

При уровне значимости 5%, что соответствует приблизительно удвоенной средней квадратической погрешности коэффициента корреляции, получим значение 0,106, что значительно меньше коэффициента корреляции равного 0,64 и, следовательно, признается альтернативная гипотеза неоднородности во времени, а значит и нестационарности рассматриваемого метеорологического элемента. Аналогичным образом тренд средней годовой температуры воздуха статистически значимо отличается от нуля и при 1% уровне значимости. Таким образом, линей-

ный тренд в ходе многолетних колебаний средней годовой температуры воздуха за период **1881–2007** годы значимо (с 95% и даже 99%-ом уровнем надежности) отличается от нуля. На этом основании можно сделать вывод о том, что в многолетних колебаниях средней годовой температуры воздуха имеет место положительный статистически значимый линейный тренд, и поэтому рассматриваемый ряд наблюдений не может рассматриваться как однородный, то есть отклоняется нулевая гипотеза однородности данных наблюдений. Значит, признается альтернативная гипотеза неоднородности (нестационарности) отклонений от нормы средних годовых значений температуры воздуха Евро-Азиатского континента.

Вместе с тем при внимательном рассмотрении рисунка А.27 (пунктирная линия тренда за весь рассматриваемый период времени 1881–2007 годы) можно обнаружить, что, начиная приблизительно с начала 70-х годов прошлого века преобладающее число точек отклоняется в верх от линии тренда, а с 1955 г. до 1980 г. эмпирические точки отклоняются вниз от линии тренда. Это свидетельствует о том, что структура многолетних колебаний средней годовой температуры воздуха на рассматриваемой территории неоднородна на всем рассматриваемом отрезке времени (с 1889 г. по 2007 г.). Поэтому возникло вполне естественное желание рассмотреть линейные тренды по трем отрезкам временного ряда с различной структурой их многолетних колебаний. Результаты произведенных расчетов представлены в таблице А.15 и на рисунке А.27.

За первый рассматриваемый период с **1881 г. по 1930 г.** (вторая строчка таблицы А.15) коэффициент корреляции больше чем удвоенная средняя квадратическая ошибка (0,32>0,256). На основании этого можно заключить, что за данный промежуток времени имел место статистически значимый положительный тренд в ходе многолетних колебаний средней годовой температуры воздуха Евро-Азиатского континента с уровнем значимости 5% . Вместе с тем при уровне значимости 1% (утроенная средняя квадратическая ошибка коэффициента корреляции) оказалось, что значение коэффициента корреляции меньше чем утроенное значение средней квадратической ошибки (0,387>0,32), и, следовательно, при этом уровне значимости рассматриваемый тренд статистически не значим. Последний вывод относиться к признанию нулевой гипотезы однородности данных наблюдений за рассматриваемый период времени. Таким образом, за рассматриваемый промежуток времени однозначный вывод о значимости линейного тренда сделать не представляется возможным. Можно лишь констатировать, что при уровне значимости 5% тренд статистически значим, при уровне значимости 1% статистически не значим.

За период 1931–1970 гг. (третья строчка таблицы А.15) коэффициент корреляции меньше чем одна средняя квадратическая ошибка и тем более удвоенное и утроенное ее значение. Поэтому можно признать, что нулевая гипотеза однородности средних годовых температур воздуха северной части Евро-Азиатского континента подтвердилась. В данном случае обращается внимание на тот факт, что за рассматриваемый период времени изменился даже знак тренда с положительного, который имел место в предыдущий период, на отрицательный, то есть температура воздуха в среднем уменьшалась в течение 40-летнего периода времени, а не увеличивалась, как это отмечалось ранее за весь рассматриваемый период (1881–2007 годы). Таким образом, получается, что на фоне общей тенденции увеличения средних годовых температур воздуха за весь рассматриваемый период

(1881–2007 годы) имеются достаточно продолжительные колебания (достигающие 40 лет, а возможно и более) относительно этого тренда, меняющие даже знак тенденции. Тогда напрашивается вывод о том, что намечающиеся тенденции в ходе многолетних колебаний температуры воздуха представляют собой циклические колебания и что однонаправленные колебания в будущем должны смениться на другой знак. И это вполне укладывается в существующие представления о циклических колебаниях гидрометеорологических характеристик, включая колебания климата на отрезках времени, достигающих нескольких десятков и даже сотни лет, то есть на периоды времени эксплуатации гидротехнических сооружений.

Наконец, в последний период за 1971–2007 годы отмечается резкое по сравнению с предыдущим периодом повышение средних годовых температур Евро-Азиатского континента (таблица А.15, рисунок А.27). Значение коэффициента корреляции за рассматриваемый период времени равно 0,73 при средней квадратической ошибке 0,013. Из этого следует исключительно большое превышение коэффициента корреляции над его случайной средней квадратической погрешностью, что указывает на большую значимость полученного тренда и с большой достоверностью можно утверждать о том, что колебания средних температур воздуха за этот период не однородны, или, что тоже самое, не стационарны во времени.

Главный вывод из проведенного анализа многолетних колебаний средних годовых температур воздуха и анализа трендов за различные и достаточно большие промежутки времени заключается в том, что рассматриваемому метеорологическому элементу свойственны циклические колебания относительно общего линейного тренда за весь многолетний период наблюдений 1881–2007 годы.

Представляет определенный интерес дополнительно проанализировать совместно первые два периода с 1881 г. по 1970 г. (2-я и 3-я строчки таблицы А.15). За этот промежуток времени при 5%-ом и тем более при 1% уровне значимости наблюдения за средней годовой температурой воздуха статистически однородны, то есть признается нулевая гипотеза за рассматриваемый период времени. По данным работы [Пространственно-временные, 1988] сделан вывод о том, что многолетние колебания среднего годового стока стационарны во времени при 5%-ом уровне значимости, что согласуется с приведенным анализом однородности и стационарности во времени средних годовых температур воздуха. Что же касается дальнейшего анализа однородности среднего годового стока после начала 1970-х годов то это тема дальнейших исследований. По крайней мере, можно утверждать, что выводы работы [Пространственно-временные, 1988] о стационарности среднего годового стока и приведенный анализ колебаний средних годовых температур воздуха за период времени 1881–1970 годы хорошо согласуются между собой. Вместе с тем обратим внимание на тот факт, что ранее факт глобального потепления средней годовой температуры воздуха связывался с ростом углекислого газа в атмосфере за счет все увеличившегося сжигания углеродного топлива. Но с начала 80-ых годов прошлого века (период так называемой перестройки в СССР) до настоящего времени не отмечено резкого увеличения углекислого газа в атмосфере, а резкое увеличение средних годовых температур воздуха произошло в северной части Евро-Азиатского континента, то есть на территории, включающей Российскую Федерацию. Отсюда можно сделать вывод, что глобальное потепление климата объясняется не только ростом углекислого газа в атмосфере. И действительно в технической литературе

появились работы, которые свидетельствуют о все бóльшем влиянии малых составляющих инертных газов в атмосфере на глобальную температуру воздуха. Возможно это так, но для этого необходима количественная оценка данной зависимости с иллюстрацией хода многолетних колебаний малых инертных составляющих газов в атмосфере за многолетний период.

В технической литературе по гидрологии суши обращается внимание на увеличение зимнего стока рек с конца семидесятых — начала восьмидесятых годов прошлого века. Поэтому представляет самостоятельный интерес проанализировать однородность зимних температур северной части Евро-Азиатского континента.

А.16.2. Пример оценки значимости линейных трендов зимних температур воздуха северной части Евро-Азиатского континента

На рисунке А.28 и в таблице А.16 представлены результаты расчетов, которые аналогичны расчетам средних годовых температур воздуха, выполненных в предыдущем примере.

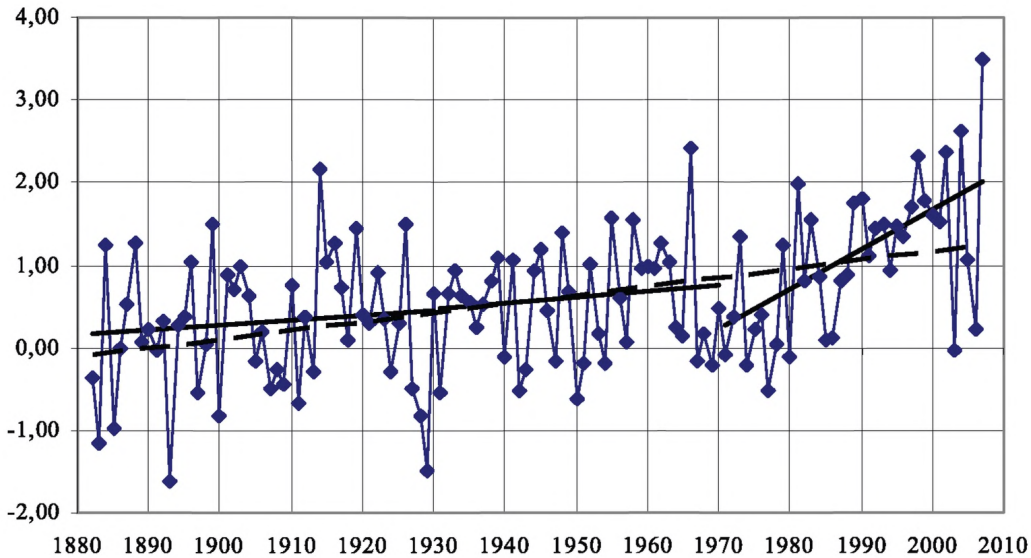

Рис. А.28. Многолетние колебания и линейные тренды зимней температуры воздуха за различные промежутки времени Евро-Азиатского континента (Северная Евразия от 40 град. северной широты и с 15 до 180 град. восточной долготы) в отклонениях от среднего значения, рассчитанного за период 1951–1975 гг.

Таблица А.16. Уравнения линейных трендов зимних температур воздуха северной части Евро-Азиатского континента по данным наблюдений за различные периоды времени, коэффициенты корреляции и их стандартные погрешности

№	Период	Уравнение тренда	R^2	R	σ_R	$2\sigma_R$	$3\sigma_R$
1	1882–2007	$y = 0.0105x - 19.88$	0.197	0.44	0.072	0.144	0.216
2	188–1930	$y = 0.0059x - 10.937$	0.0105	0.10	0.143	0.286	0.429
3	1931–1970	$y = 0.0069x - 12.838$	0.0143	0.32	0.158	0.316	0.474
4	1971–2007	$y = 0.0482x - 94.735$	0.3352	0.58	0.110	0.222	0.332

При сопоставлении рисунков А.27 и А.28 обращает внимание больший разброс точек зимних температур по сравнению со средними годовыми температурами воздуха. И это вполне объяснимо, т.к. больший период осреднения средних годовых температур воздуха по сравнению с зимними температурами воздуха приводит к большему сглаживанию средних годовых температур воздуха. Поэтому отмечаются меньшие коэффициенты корреляции зимних температур по сравнению со средними годовыми температурами воздуха.

За весь период наблюдений с 1882 года по 2007 год коэффициент корреляции тренда температур значительно выше даже утроенных средних квадратических погрешностей, что свидетельствует об отклонении нулевой гипотезы однородности и справедливости альтернативной гипотезы неоднородности многолетних колебаний зимних температур воздуха.

За период 1882–1930 годов коэффициент корреляции равен 0,10, что меньше даже одной средней квадратической погрешности (0.143) и тем более его удвоенного и утроенного значения. Значит, за этот период времени признается нулевая гипотеза однородности зимних температур воздуха, то есть полученный тренд статистически не значим.

Аналогичным образом за период 1931–1970 годов тренд зимних температур воздуха при 1% уровне значимости тоже статистически не значим, но при уровне значимости 5% коэффициент корреляции линейного тренда оказался равным удвоенной средней квадратической погрешности и значит вывод о принятии или отклонении нулевой гипотезы сделан не может быть. Таким образом, за общий период 1881–1970 годов признается нулевая гипотеза однородности средних зимних температур воздуха Евро-Азиатского континента, что соответствует выводам работы [Пространственно-временные,1988].

Что же касается последнего периода 1971–2007 годов, то в данном случае, как и при анализе средних годовых температур воздуха, нулевая гипотеза однородности для зимних температур воздуха отклоняется и признается альтернативная гипотеза статистически значимого тренда при сравнении коэффициента корреляции с его средней квадратической погрешностью.

А.16.3. Пример анализа многолетних колебаний и линейных трендов средних годовых, зимних, весенних, летних и осенних температур воздуха по широтным зонам Северного полушария, а также северной части Евро-Азиатского континента

На рисунках А.29*а* и А.29*б* представлены многолетние колебания средних годовых, зимних, весенних, летних и осенних температур воздуха (в отклонениях от среднего значения за период 1951–1075) по широтным зонам Северного полушария (0–30; 30–60; 60–90 градусов северной широты), а также северной части Евро-Азиатского континента к северу 40 градусов северной широты и 15–180 градусов восточной долготы.

При рассмотрении рисунка А.29 прослеживается циклический характер многолетних колебаний температур воздуха по всем широтным зонам, включая Евро-Азиатский континент севернее 40 градусов, по всем временам года относительно общего роста глобальной температуры воздуха за весь рассматриваемый период с 1881 по 2007 год. Кроме этого, отмечается согласующийся ход средних

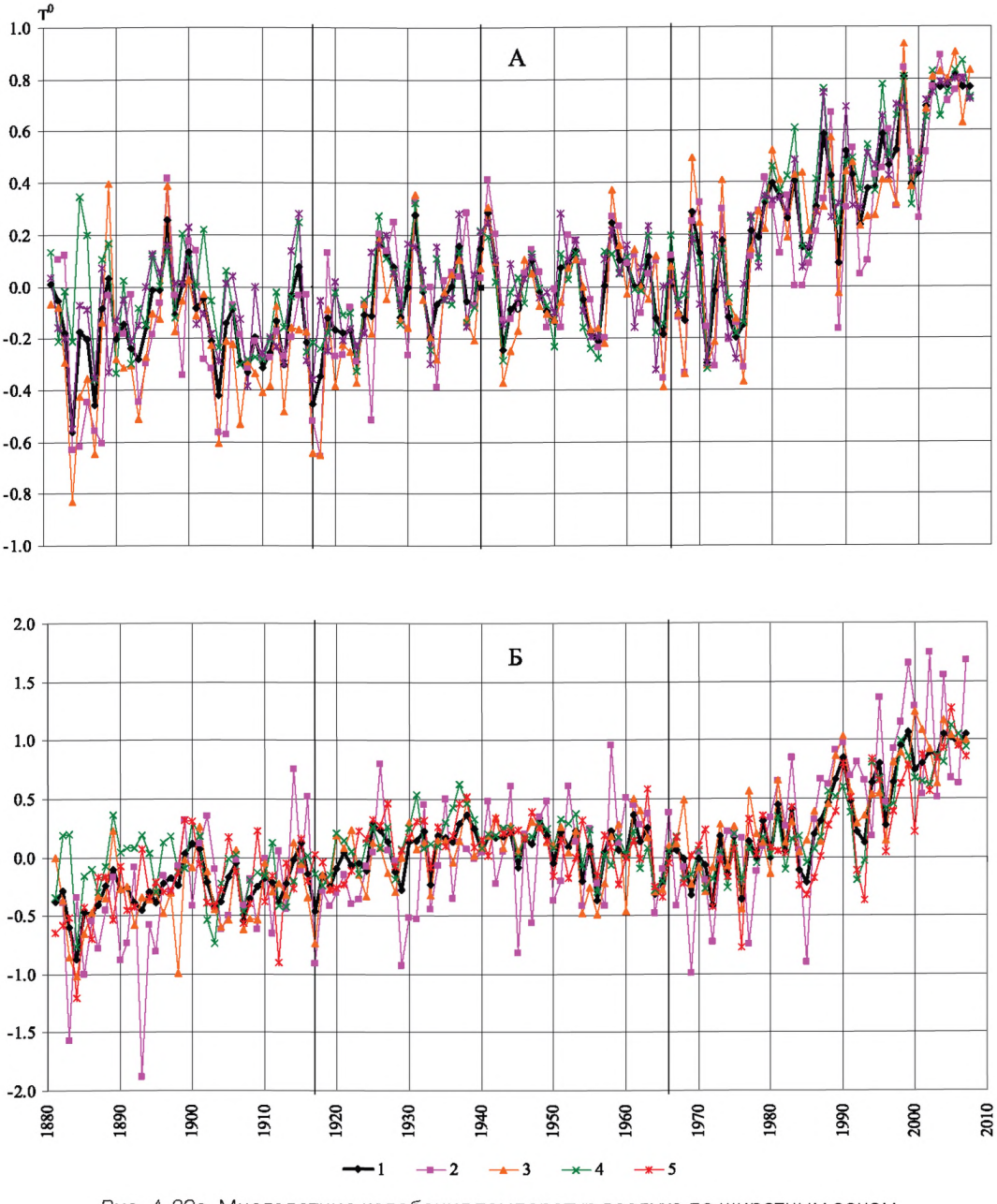

Рис. А.29а. Многолетние колебания температур воздуха по широтным зонам и для Евро-Азиатского континента. А — широтная зона 0–30; Б — широтная зона 30–60; 1 — средняя годовая температура, 2 — зимняя температура, 3 — весенняя температура, 4 — летняя температура, 5 — осенняя температура

годовых, зимних, летних и осенних температур воздуха за многолетний период, что требует дополнительного количественного корреляционного анализа путем построения зависимостей между температурами воздуха за различные сезоны и в различных широтных зонах.

Общий тренд колебаний температур воздуха за весь рассматриваемый период, возможно, связан с циклическими колебаниями значительно большего

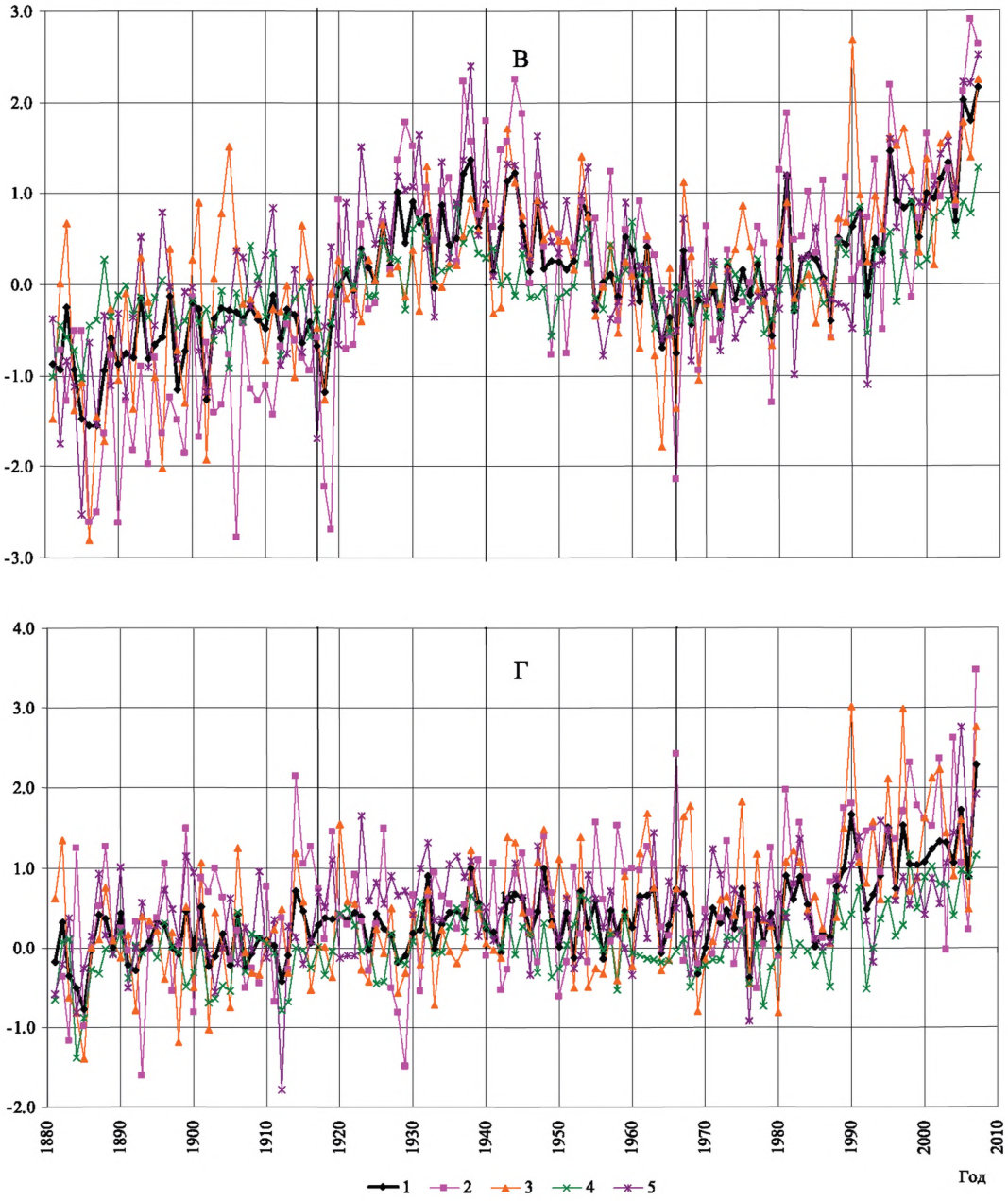

Рис. А.29б. Многолетние колебания температур воздуха по широтным зонам и для Евро-Азиатского континента. В — широтная зона 60–90; Г — Евро-Азия; 1 — средняя годовая температура, 2 — зимняя температура, 3 — весенняя температура, 4 — летняя температура, 5 — осенняя температура

масштаба времени, исчисляемыми сотнями, а, возможно, и большими промежутками времени. При этом, возможно, влияние не только естественных климатообразующих факторов, но и антропогенных факторов хозяйственной деятельности (влияние углекислого газа и других малых газовых составляющих).

В направлении с юга на север (широтные зоны от 0–30 до 60–90 градусов северной широты) заметно увеличивается амплитуда колебаний, а значит и дис-

персия, средней годовой и сезонной температуры воздуха. В данном случае обращается внимание на то, что шкалы ординат на рассматриваемом рисунке постепенно уменьшаются в направлении с юга на север так, чтобы размах колебаний температур воздуха визуально сохранялся одним и тем же.

Циклические колебания температур воздуха становятся все более четко выраженными и согласованными между собой при рассмотрении колебаний температур с юга (экваториальная зона 0–30 градусов северной широты — рисунок А.29*а*-А) на север (60–90 градусов северной широты — рисунок А.29*а*-Б). Аналогичным образом отмечаются, хотя и менее четко, циклические колебания температур воздуха Евро-Азиатского континента.

Отмечается согласованный ход циклических колебаний температур воздуха по временам года и, следовательно, согласованный характер этих колебаний со средней годовой температурой воздуха.

Наиболее четко циклические колебания температур воздуха представлены на рисунке А.29*б*-В, где помещены многолетние колебания средних температур воздуха за год, зиму, весну, лето и осень для зоны 60–90 градусов Северной широты. Далее представим себе, что мы живем в 1940 году и далее никакой информацией о дальнейших колебаниях температуры воздуха мы не располагаем. В таком случае естественно можно предположить, что в дальнейшем четко наметившийся положительный тренд температуры воздуха продолжиться и далее. На самом же деле мы живем в 2009 году и хорошо знаем, что положительный тренд сменился на отрицательный. Аналогичным образом можно ошибиться и в настоящее время, когда имеет место аналогичная ситуация четко выраженного положительного тренда, который в дальнейшем может смениться (а может и не смениться) на отрицательный тренд в ходе многолетних колебаний температуры воздуха. Но другое дело, что мы не знаем, когда это произойдет. Спрашивается, какая гарантия тому, что наметившийся положительный тренд будет продолжен или будет изменен его знак и, самое главное, мы не знаем, когда это произойдет. По крайней мере, с такой возможностью следует считаться. Аналогичная ситуация относится к колебаниям температуры воздуха в других широтных зонах и Северной части Евро-Азиатского континента. Но в данном случае циклические колебания температур воздуха представлены менее четко по сравнению с рассмотренным случаем самой Северной зоны 60–90 градусов северной широты.

На основании отмеченных закономерностей в ходе многолетних колебаний температур воздуха установлены следующие промежутки времени с приблизительно одинаковой структурой колебаний: 1881–1917: 1918–1940: 1941–1966: 1967–2007 годы. За эти промежутки времени осуществлена оценка значимости линейных трендов по всем широтным зонам, включая Евро-Азиатский континент, и за все времена года (зима, весна, лето, осень). Результаты расчетов представлены в таблице А.17. Здесь необходимо особо оговорить, что в действительности в многолетних колебаниях температур воздуха имеют место не линейные тренды на отдельных участках. В данном же случае рассматривается аппроксимация линейными трендами на отдельных участках лишь для того, чтобы оценить значимость этих трендов, т.к. методология оценки значимости нелинейных трендов в настоящее время отсутствует.

Таблица А.17. Сводная таблица оценки значимости линейных трендов за различные промежутки времени по сезонам и за год по трем широтным зонам

Сезон	Период	Уравнение	R	σR	$2\sigma R$	$3\sigma R$	N
Зона 0–30°							
Год	1881–2007	$y = 0.0059x - 11.445$	0.736	0.041	0.08	0.12	127
	1881–1917	y = –0.0013x + 2.2595	**-0.081**	0.166	0.33	0.50	37
	1918–1940	y = 0.0117x–22.639	0.510	0.158	0.32	0.47	23
	1941–1966	y =–0.0006x + 1.1367	**-0.033**	0.200	0.40	0.60	26
	1967–2007	y = 0.0218x–42.947	0.858	0.042	0.08	0.13	41
Зима	1882–2007	y = 0.0061x–11.849	0.662	0.050	0.10	0.15	126
	1882–1917	y = 0.0012x–0.245	**0.052**	0.166	0.33	0.50	37
	1918–1940	y = 0.0154x–0.2454	0.411	0.177	0.35	0.53	23
	1941–1966	y = –0.0032x + 0.0708	**-0.137**	0.196	0.39	0.59	26
	1967–2007	y = 0.0216x–0.172	0.755	0.068	0.14	0.20	41
Весна	1881–2007	y = 0.0069x–13.326	0.713	0.044	0.09	0.13	126
	1881–1917	y = –0.0015x–0.2211	**-0.064**	0.166	0.33	0.50	37
	1918–1940	y = 0.0145x–0.2886	0.469	0.166	0.33	0.50	23
	1941–1966	y = 0.0015x–0.043	**0.063**	0.199	0.40	0.60	26
	1967–2007	y = 0.0211x–0.1074	0.752	0.069	0.14	0.21	41
Лето	1881–2007	y = 0.0052x–9.9791	0.643	0.052	0.10	0.16	126
	1881–1917	y = –0.0041x + 0.02	**-0.229**	0.158	0.32	0.47	37
	1918–1940	y = 0.0083x–0.1206	**0.339**	0.189	0.38	0.57	23
	1941–1966	y = 0.0015x–0.0301	**0.075**	0.199	0.40	0.60	26
	1967–2007	y = 0.0216x–0.0762	0.835	0.048	0.10	0.14	41
Осень	1881–2007	y = 0.0055x–10.676	0.689	0.047	0.09	0.14	126
	1881–1917	y = 0.0004x–0.1144	**0.020**	0.167	0.33	0.50	37
	1918–1940	y = 0.0097x–0.1191	0.390	0.181	0.36	0.54	23
	1941–1966	y = –0.0029x + 0.0638	**-0.145**	0.196	0.39	0.59	26
	1967–2007	y = 0.0226x–0.1206	0.857	0.042	0.08	0.13	41
Зона 30–60 °							
Год	1881–2007	y = 0.0078x–15.088	0.739	0.040	0.08	0.12	127
	1881–1917	y = 0.0078x–15.178	0.414	0.138	0.28	0.41	37
	1918–1940	y = 0.0155x–29.899	0.556	0.147	0.29	0.44	23
	1941–1966	y = –0.0072x + 14.238	**-0.298**	0.182	0.36	0.55	26
	1967–2007	y = 0.0315x–62.199	0.858	0.042	0.08	0.13	41
Зима	1882–2007	y = 0.011x–21.317	0.632	0.054	0.11	0.16	126
	1882–1917	y = 0.022x–42.099	0.442	0.134	0.27	0.40	37
	1918–1940	y = 0.014x–27.208	**0.250**	0.200	0.40	0.60	23
	1941–1966	y = 0.0071x–13.703	**0.123**	0.197	0.39	0.59	26
	1967–2007	y = 0.0435x–85.968	0.762	0.066	0.13	0.20	41

Продолжение табл. А.17

Сезон	Период	Уравнение	R	σR	$2\sigma R$	$3\sigma R$	N
Весна	1881–2007	y = 0.0089x–17.306	0.726	0.042	0.08	0.13	126
	1881–1917	y = 0.0049x–9.6201	**0.174**	0.162	0.32	0.48	37
	1918–1940	y = 0.0102x–19.655	0.330	0.190	0.38	0.57	23
	1941–1966	y = –0.0111x + 21.661	**-0.298**	0.182	0.36	0.55	26
	1967–2007	y = 0.0287x–56.666	0.783	0.061	0.12	0.18	41
Лето	1881–2007	y = 0.005x–9.527	0.533	0.064	0.13	0.19	126
	1881–1917	y = –0.0038x + 7.0681	**-0.152**	0.163	0.33	0.49	37
	1918–1940	y = 0.0199x–38.2	0.597	0.137	0.27	0.41	23
	1941–1966	y = –0.0131x + 25.657	-0.548	0.140	0.28	0.42	26
	1967–2007	y = 0.0287x–56.754	0.837	0.047	0.09	0.14	41
Осень	1881–2007	y = 0.0064x–12.458	0.591	0.058	0.12	0.17	126
	1881–1917	y = 0.0119x–22.947	0.399	0.140	0.28	0.42	37
	1918–1940	y = 0.0184x–35.326	0.542	0.151	0.30	0.45	23
	1941–1966	y = –0.0114x + 22.373	-0.398	0.168	0.34	0.51	26
	1967–2007	y = 0.026x–51.389	0.689	0.083	0.17	0.25	41
Зона 60–90 °							
Год	1881–2007	y = 0.0125x–24.119	0.635	0.053	0.11	0.16	127
	1881–1917	y = 0.0195x–37.64	0.528	0.120	0.24	0.36	37
	1918–1940	y = 0.0624x–119.87	0.745	0.095	0.19	0.28	23
	1941–1966	y = –0.0447x + 87.507	-0.666	0.111	0.22	0.33	26
	1967–2007	y = 0.044x–87	0.784	0.061	0.12	0.18	41
Зима	1882–2007	y = 0.0205x–39.789	0.611	0.056	0.11	0.17	126
	1882–1917	y = 0.0186x–36.556	**0.289**	0.153	0.31	0.46	37
	1918–1940	y = 0.1276x–245.7	0.714	0.105	0.21	0.31	23
	1941–1966	y = –0.0676x + 132.44	-0.556	0.138	0.28	0.41	26
	1967–2007	y = 0.0483x–95.256	0.614	0.099	0.20	0.30	41
Весна	1881–2007	y = 0.013x–25.083	0.524	0.065	0.13	0.19	126
	1881–1917	y = 0.0318x–60.79	0.368	0.144	0.29	0.43	37
	1918–1940	y = 0.0468x–90.176	0.610	0.134	0.27	0.40	23
	1941–1966	y = –0.0594x + 116.16	-0.572	0.135	0.27	0.40	26
	1967–2007	y = 0.044x–86.778	0.633	0.095	0.19	0.28	41
Лето	1881–2007	y = 0.0061x–11.794	0.504	0.067	0.13	0.20	126
	1881–1917	y = 0.0088x–16.977	**0.279**	0.154	0.31	0.46	37
	1918–1940	y = 0.0352x–67.762	0.627	0.129	0.26	0.39	23
	1941–1966	y = –0.0055x + 10.846	**-0.130**	0.197	0.39	0.59	26
	1967–2007	y = 0.0279x–55.139	0.720	0.076	0.15	0.23	41
Осень	1881–2007	y = 0.0103x–19.748	0.423	0.073	0.15	0.22	126
	1881–1917	y = 0.0246x–47.294	0.367	0.144	0.29	0.43	37
	1918–1940	y = 0.0509x–97.445	0.469	0.166	0.33	0.50	23
	1941–1966	y = –0.0526x + 103.06	-0.608	0.126	0.25	0.38	26
	1967–2007	y = 0.0518x–102.47	0.703	0.080	0.16	0.24	41

Продолжение табл. А.17

Сезон	Период	Уравнение	R	σR	$2\sigma R$	$3\sigma R$	N
Северная Евразия от 40 град. северной широты и с 15 до 180 град. восточной долготы							
Год	1881–2007	y = 0.0085x–16.155	0.639	0.053	0.11	0.16	127
	1881–1917	y = 0.0072x–13.705	**0.244**	0.157	0.31	0.47	37
	1918–1940	y = 0.0087x–16.411	**0.214**	0.203	0.41	0.61	23
	1941–1966	y = 0.0027x–4.895	**0.067**	0.199	0.40	0.60	26
	1967–2007	y = 0.0352x–69.232	0.736	0.073	0.15	0.22	41
Зима	1882–2007	y = 0.0105x–19.88	0.444	0.072	0.14	0.22	126
	1882–1917	y = 0.0207x–39.145	**0.267**	0.155	0.31	0.46	37
	1918–1940	y = 0.0024x–4.2544	**0.022**	0.213	0.43	0.64	23
	1941–1966	y = 0.0342x–66.168	**0.353**	0.175	0.35	0.53	26
	1967–2007	y = 0.0486x–95.511	0.639	0.094	0.19	0.28	41
Весна	1881–2007	y = 0.0116x–22.137	0.505	0.067	0.13	0.20	126
	1881–1917	y = 0.005x–9.4534	**0.081**	0.166	0.33	0.50	37
	1918–1940	y = –0.0007x + 1.4441	**-0.008**	0.213	0.43	0.64	23
	1941–1966	y = –0.0115x + 22.945	**-0.124**	0.197	0.39	0.59	26
	1967–2007	y = 0.0348x–68.209	0.454	0.126	0.25	0.38	41
Лето	1881–2007	y = 0.0053x–10.318	0.457	0.071	0.14	0.21	126
	1881–1917	y = 0.0046x–8.9016	**0.131**	0.164	0.33	0.49	37
	1918–1940	y = 0.0186x–35.757	0.397	0.180	0.36	0.54	23
	1941–1966	y = –0.0088x + 17.159	**-0.232**	0.189	0.38	0.57	26
	1967–2007	y = 0.0303x–60.006	0.732	0.073	0.15	0.22	41
Осень	1881–2007	y = 0.0064x–11.976	0.386	0.076	0.15	0.23	126
	1881–1917	y = 0.0013x–2.2782	**0.024**	0.167	0.33	0.50	37
	1918–1940	y = 0.0135x–25.374	**0.262**	0.199	0.40	0.60	23
	1941–1966	y = –0.0029x + 6.0589	**-0.047**	0.200	0.40	0.60	26
	1967–2007	y = 0.0264x–51.701	0.484	0.121	0.24	0.36	41

Примечание. Жирным шрифтом обозначены статистически незначимые коэффициенты корреляции при 5%-ом уровне значимости

По данным таблицы А.17 представлен рисунок А.30, на котором приведены графики линейных трендов за различные сезоны и за год, по различным широтным зонам и Евро-Азиатскому континенту за различные периоды времени.

Произведем анализ таблицы А.17 и рисунков А.29–А.30.

1. Коэффициенты корреляции трендов за весь рассматриваемый период при 5% уровне значимости (удвоенная средняя квадратическая погрешность меньше коэффициента корреляции) во всех случаях (во всех широтных зонах и по Евро-азиатскому континенту и по всем сезонам) оказались статистически значимыми. Коэффициенты корреляции несколько уменьшаются в направлении с юга на север.

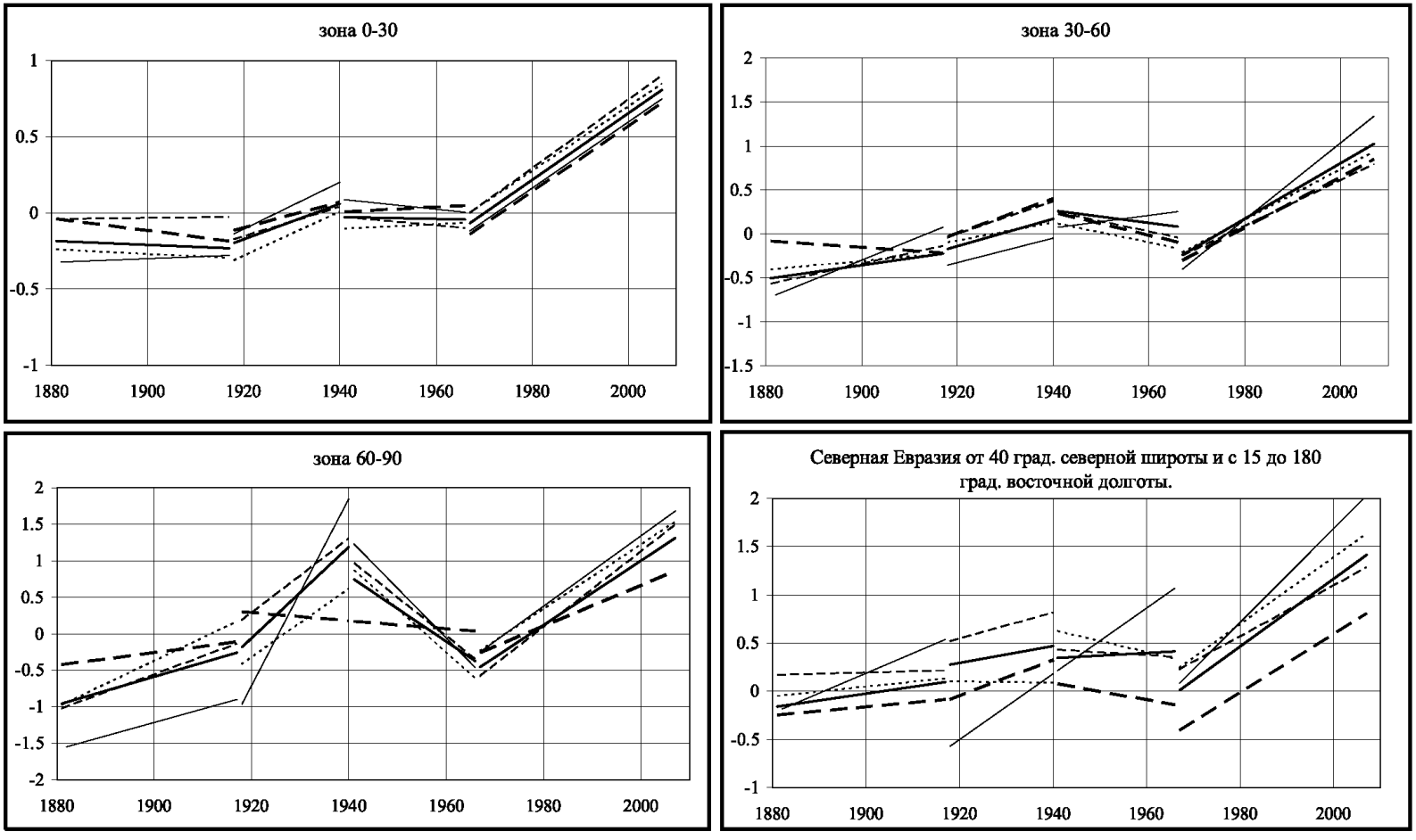

Рис. А.30. Линейные тренды температуры воздуха за различные сезоны и за год, по различным широтным зонам и за различные промежутки времени

2. В большинстве случаев линейные тренды сезонных температур воздуха за принятые интервалы времени статистически значимы. Так, из общего числа случаев 75 при 5% уровне значимости для трех широтных зон статистически незначимыми оказались 19 случаев. При этом число статистически не значимых трендов уменьшается в направлении с юга (широтная зона 0-30) на север (широтная зона 60–90).

3. Отмечается несколько повышенное число случаев не значимых линейных трендов в периоды времени 1881–1917, 1941–1966 годы.

4. Отмечается несколько повышенное число случаев статистически не значимых линейных трендов в Евро-Азиатском континенте, что, скорее всего, связано с разным объемом информации по широтным зонам и по континенту. Кроме того, на значимость линейных трендов оказывает влияние размер площади, по которой производится осреднение температур воздуха.

5. Особое значение имеет тот факт, что для широтной зоны 60–90 градусов северной широты отмечается значимость линейных трендов с отрицательным знаком, то есть отмечается статистическая значимость уменьшения температур воздуха на рассматриваемом отрезке времени. Это свидетельствует о наличии статистически значимых внутривековых колебаний в ходе многолетних колебаний температур воздуха, которые превосходят колебания линейных трендов за весь рассматриваемый период времени.

6. Обращает внимание синфазный характер многолетних колебаний температур воздуха за годовой период и по сезонам года. Эта закономерность наиболее четко проявляется в экваториальной зоне 0–30 градусов северной широты, где колебания температур воздуха по различным сезонам года практически дублируют друг друга, четко выявляя за некоторые периоды циклы продолжительностью 6–8 лет (смотри, например, период 1941–1966 годы). К югу эта закономерность размывается, становится менее выраженной, но зато в большей степени проявляется внутригодовая цикличность.

Количественное выражение отмеченной закономерности представлено в таблице А.18.

Приведем основные выводы, которые можно сделать при анализе таблицы А.18.

1. В целом, коэффициенты парной корреляции для различных широтных зон, за различные промежутки времени между сезонами года и среднее значение за год представлены неожиданно высокими коэффициентами корреляции, достигающими значений 0,9 и даже выше. На основании полученных уравнений регрессии могут даваться прогнозы следующего сезона по значению температуры воздуха за предыдущий сезон. В некоторых случаях такие прогнозы могут быть получены и при прогнозировании через сезон и даже через два сезона.

2. Коэффициенты парной корреляции, как правило, уменьшаются по широтным зонам с юга на север.

3. Подавляющее большинство коэффициентов парной корреляции статистически значимы при 5%-ом уровне значимости.

4. Коэффициенты парной корреляции для Евразийского континента несколько меньше, чем для аналогичных коэффициентов корреляции по широтным зонам.

Таблица А.18. Матрицы коэффициентов парной корреляции температур воздуха по широтным зонам и северной части Евразии за различные промежутки времени и по сезонам года.

Год, сезон	Зона 0–30					Зона 30–60					Зона 60–90					Северная Евразия от 40 град. северной широты и с 15 до 180 град. восточной долготы				
	1881–2007																			
	Год	Зима	Весна	лето	осень	год	Зима	весна	**лето**	**осень**	**год**	**зима**	**весна**	**лето**	**осень**	**год**	**зима**	**весна**	**лето**	**Осень**
Год	1	0.87	0.95	0.93	0.93	1	0.79	0.90	0.85	0.85	1	0.82	0.79	0.75	0.84	1	0.64	0.81	0.71	0.62
Зима		1	0.89	0.70	0.70		1	0.68	0.51	0.48		1	0.58	0.54	0.58		1	0.45	0.30	**0.13**
Весна			1	0.83	0.79			1	0.74	0.69			1	0.51	0.50			1	0.49	0.26
Лето				1	0.91				1	0.76				1	0.66				1	0.48
Осень					1					1					1					1
	1881–1917																			
Год	1	0.66	0.91	0.68	0.80	1	0.51	0.73	0.48	0.66	1	0.28	0.71	0.33	0.62	1	0.50	0.66	0.60	0.44
Зима		1	0.67	**0.078**	0.37		1	0.43	0.21	**0.05**		1	0.28	0.21	**0.17**		1	0.28	**0.09**	**0.15**
Весна			1	0.55	0.52			1	0.28	0.25			1	**0.003**	**0.07**			1	0.35	**0.14**
Лето				1	0.57				1	0.40				1	0.46				1	0.43
Осень					1					1					1					1
	1918–1940																			
Год	1	0.69	0.91	0.91	0.72	1	0.63	0.66	0.67	0.74	1	0.86	0.71	0.78	0.76	1	0.53	0.66	0.45	0.24
Зима		1	0.81	0.39	**0.067**		1	0.21	**0.12**	0.40		1	0.59	0.63	0.49		1	0.24	0.05	0.11
Весна			1	0.72	0.42			1	0.52	0.36			1	0.59	0.28			1	0.49	0.31
Лето				1	0.83				1	0.55				1	0.57				1	**0.08**
Осень					1					1					1					1

Продолжение табл. А.18

Год, сезон	Зона 0–30					Зона 30–60					Зона 60–90					Северная Евразия от 40 град. северной широты и с 15 до 180 град. восточной долготы				
	1941–1966																			
Год	1	0.768	0.805	0.878	0.789	1	0.572	0.786	0.795	0.506	1	0.696	0.867	0.374	0.826	1	0.405	0.708	0.225	0.477
Зима		1	0.876	0.479	0.304		1	0.283	0.307	**0.046**		1	0.502	0.305	0.464		1	**0.002**	**0.110**	**0.089**
Весна			1	0.509	0.326			1	0.598	0.304			1	0.228	0.737			1	**0.088**	0.241
Лето				1	0.821				1	0.359				1	0.177				1	**0.139**
Осень					1					1					1					1
	1967–2007																			
Год	1	0.893	0.923	0.963	0.941	1	0.782	0.897	0.931	0.885	1	0.780	0.797	0.829	0.900	1	0.689	0.825	0.806	0.701
Зима		1	0.894	0.789	0.725		1	0.688	0.671	0.551		1	0.554	0.461	0.627		1	0.522	0.529	0.259
Весна			1	0.832	0.765			1	0.822	0.748			1	0.694	0.582			1	0.510	0.370
Лето				1	0.951				1	0.864				1	0.744				1	0.605
Осень					1					1					1					1

Примечание. Коэффициенты корреляции, выделенные жирным шрифтом, статистически незначимы при 5%-ом уровне значимости.

А.17. Оценка статистической однородности пространственно-временных корреляционных функций годового стока рек бассейна Днепра

Приведем краткую характеристику используемого материала. При расчете пространственных корреляционных функций и оценке их однородности использовались многолетние данные наблюдений за годовым стоком рек в бассейне Днепра, за годовыми и сезонными осадками, а также данные по средним месячным и максимальным расходам воды и слою стока за половодье рек бассейна Сож.

Общая схема расположения пунктов наблюдений представлена на рисунке А.31, где показаны также центры тяжести водосборов

Коэффициенты парной корреляции, подсчитанные по числу совместных лет $n<6$, в дальнейших расчетах не использовались. Кроме того, при подборе пунктов наблюдений за годовым стоком рек использовались преимущественно реки с площадями водосборов до 50 000 км^2, сток которых формируется в приблизительно однородных климатических и физико-географических условиях.

Распределение числа пунктов наблюдений за годовым стоком по градациям площадей водосборов приведено в таблице А.19, из которой следует, что 89% всех пунктов наблюдений имеют площадь водосбора менее 10000 км^2.

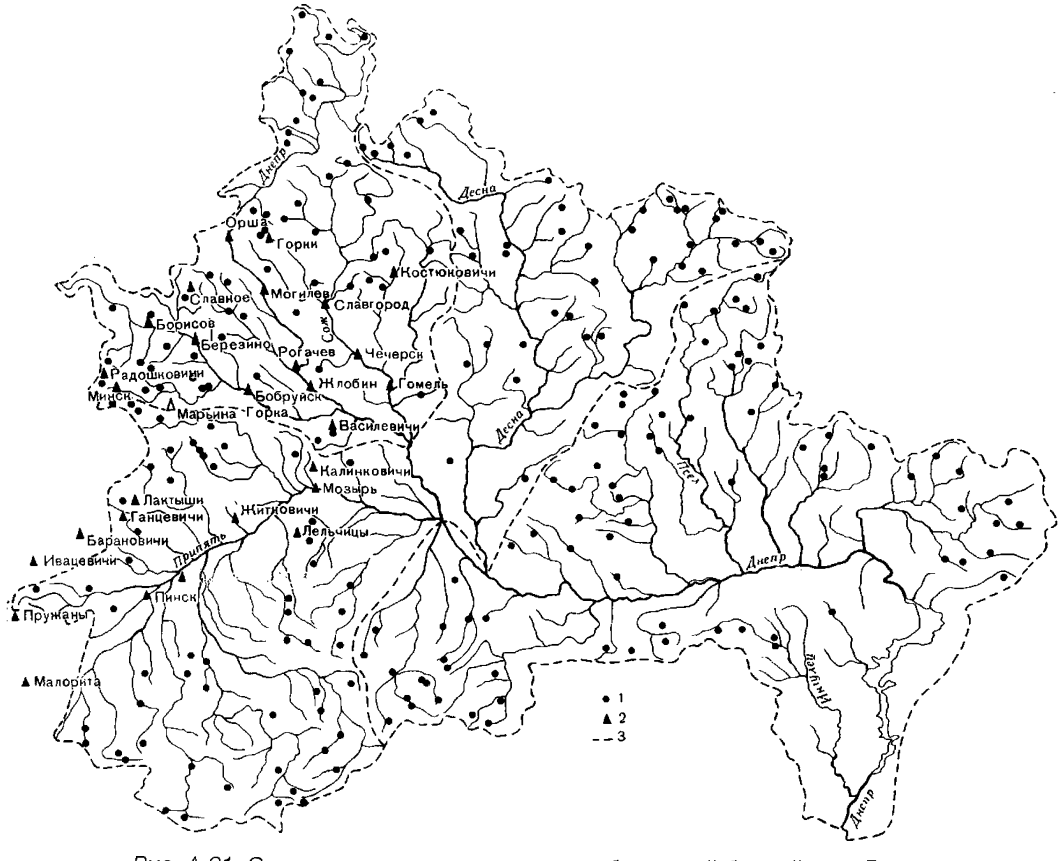

Рис. А.31. Схема расположения пунктов наблюдений бассейна р. Днепр
1 — центры тяжести водосборов, 2 — пункты наблюдения за осадками, 3 — границы районов

Таблица А.19. Распределение числа пунктов по площадям водосбора р. Днепр

Площадь бассейна, км^2	0–500	500–1000	1000–5000
Число пунктов наблюдений	51	42	62
Площадь бассейна, км^2	5000–10000	10000–20000	20000–50000
Число пунктов наблюдений	23	3	8

Расчет пространственных корреляционных функций осадков производился по данным 28 пунктов наблюдений, а месячных и максимальных расходов воды и слоя стока за половодье — по 16 водомерным постам в бассейне р. Сож, схема расположения которых представлена на рисунке А.31.

На основании анализа общих условий формирования речного стока, включая климатические факторы и факторы подстилающей поверхности, в бассейне р. Днепр было выделено пять районов: 1) бассейн Верхнего Днепра, включая бассейны рек Сож и Березины, 2) бассейн р. Десны, 3) бассейн р. Припяти, 4) левобережье Нижнего Днепра, 5) правобережье Нижнего Днепра. При расчете пространственных корреляционных функций всего использовано 199 пунктов наблюдений за годовым стоком рек. Дополнительно по всему бассейну р. Днепра было выбрано 48 пунктов наблюдений, равномерно распределенных по всему бассейну. По этим данным была рассчитана пространственная корреляционная функция годового стока в диапазоне расстояний между центрами тяжести водосборов до 900 км. (Рисунок А.32)

Пространственные корреляционные функции годового стока рек бассейна Днепра приведены на рисунках А.33, А.34, А.35, а оценка их однородности с использованием z- преобразования Фишера представлена в таблице А20.

Сопоставляя полученные эмпирические вероятности с их теоретическими величинами для нормального закона распределения, видим вполне удовлетворительное соответствие между ними, свидетельствующее в целом об однородности пространственных корреляционных функций. Некоторые расхождения

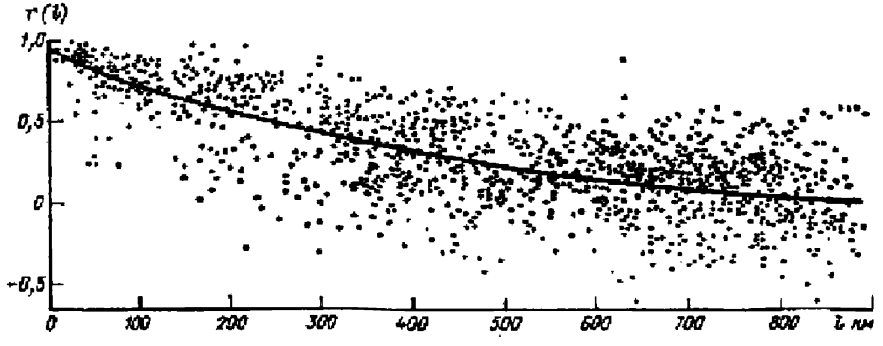

Рис. А.32. Обобщенная пространственная корреляционная функция годового стока рек бассейна Днепра

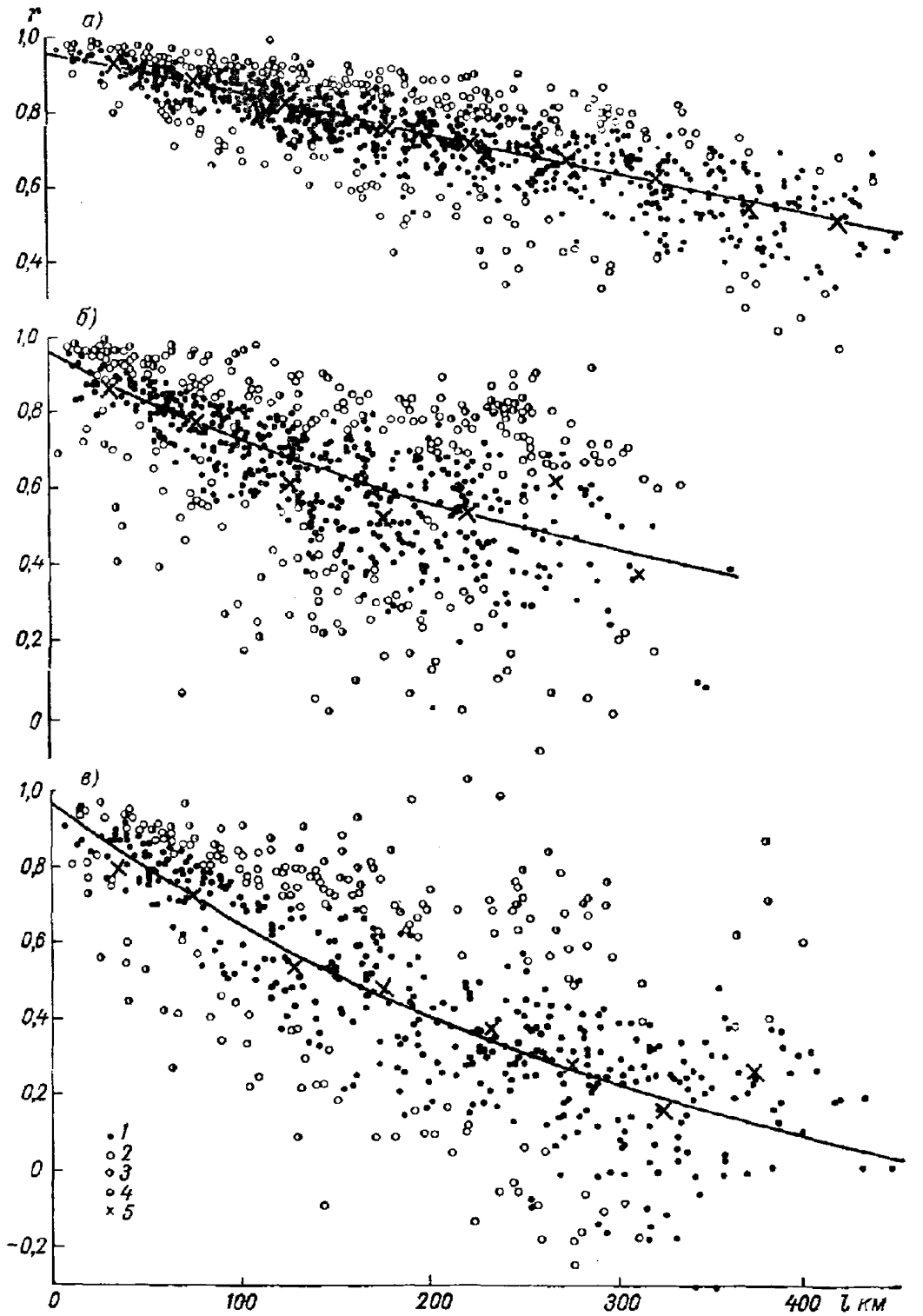

Рисунок А.33 — Пространственные корреляционные функции годового стока рек бассейна Верхнего Днепра (а), бассейна Припяти (б), бассейна Десны (в).
1 — эмпирические коэффициенты парной корреляции в интервале $\pm\sigma$; 2 — интервале $\pm2\sigma$, 3 — в интервале $\pm3\sigma$; 4 — в интервале $> 3\sigma$; 5 — средние взвешенные значения коэффициентов парной корреляции для градаций расстояний

между теоретическими и эмпирическими вероятностями объясняются случайными флуктуациями эмпирических вероятностей, связанными с ограниченным объемом (хотя и довольно большим) совокупностей выборочных коэффициентов корреляции. Действительно, в таблице А.20 приведены 95%-ные доверительные пределы для эмпирической вероятности, которые получены по номограмме, приведенной в работе [Рождественский А.В., Чеботарев А.И, 1974] для биномиального распределения. Заметим, что при достаточно большом n биномиальное распределение стремится к нормальному. Расхождения между эмпирическими вероятностями и теоретическими их значениями для нормального закона в большинстве случаев находятся в 95%-ной доверительной области для эмпирической вероятности.

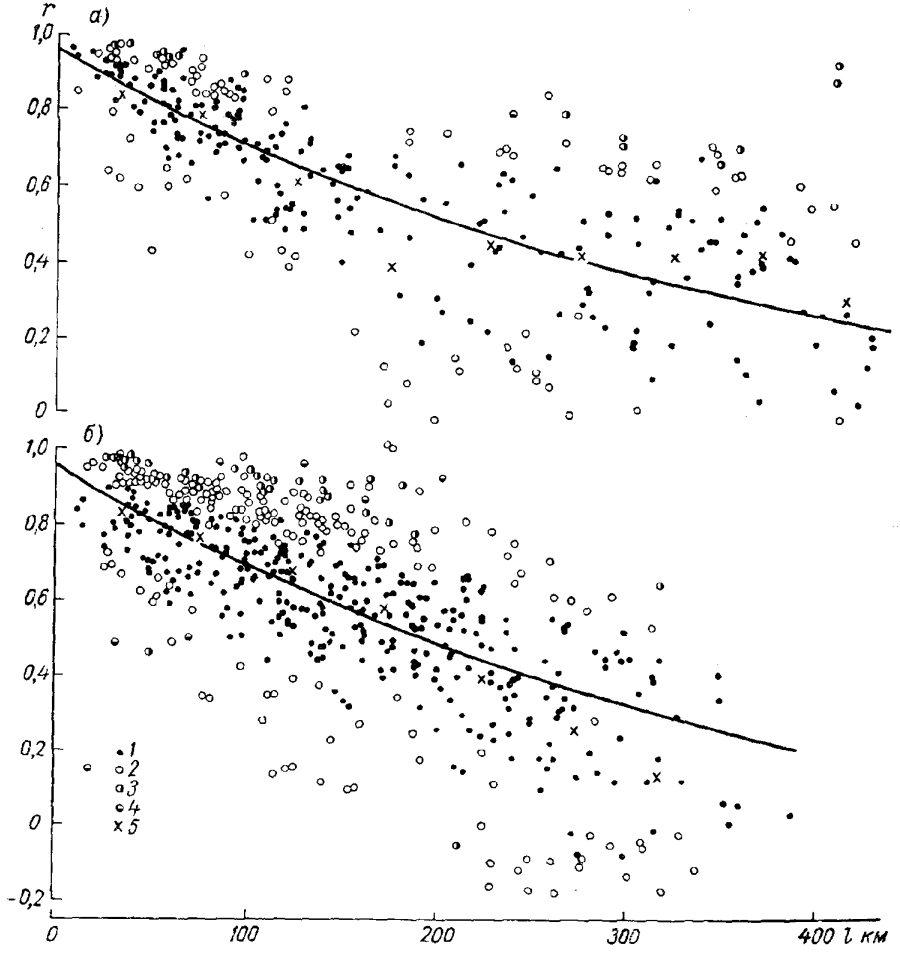

Рис. А.34. Пространственные корреляционные функции годового стока рек правобережной (а) и левобережной *(б)* части бассейна Нижнего Днепра.
Условные обозначения см. Рис. А.33

Таблица А.20. Оценка однородности пространственных корреляционных функций годового стока

Район	±σ				±2σ				±3σ		Общее число парных коэффициентов корреляции	Число рядов наблюдений, принятых в расчет	Среднее число совместных лет наблюдений
	Число случаев попадания r_{jk} в интервал	Эмпирическая вероятность, %	95%-ные доверительные границы для эмпирической вероятности		Число случаев попадания r_{jk} в интервал	Эмпирическая вероятность, %	95%-ные доверительные границы для эмпирической вероятности		Число случаев попадания r_{jk} в интервал	Эмпирическая вероятность, %			
			верхняя, %	нижняя, %			верхняя, %	нижняя, %					
Бассейн Верхнего Днепра, включая реки Сож и Березину	761	76,8	80	74	956	96,5	98	95	985	99,4	991	45	20,5
Бассейн р.Десны	388	67,6	72	62	531	92,5	94	88	573	99,8	574	36	17,4
Бассейн р. Припяти	463	64,7	69	60	644	90,1	92	87	709	99,2	715	56	16,9
Правобережье Нижнего Днепра	201	65,9	72	59	286	93,8	96	90	303	99,3	305	28	14,4
Левобережье Нижнего Днепра	327	60,0	66	54	499	91,6	94	88	538	98,7	545	34	13,8
Бассейн Днепра	721	66,1	70	62	1032	94,6	96	93	1078	98,8	1091	48	18,4

Таким образом, однородность пространственных корреляционных функций годового стока рек бассейна Днепра можно считать установленной для всех районов, за исключением левобережья Нижнего Днепра. Отклонения выборочных коэффициентов парной корреляции от осредненной линии $r=f(L)$, принимаемой за истинную природную зависимость, объясняются случайными колебаниями, связанными с ограниченным числом совместных лет наблюдений, принятых при расчете парных коэффициентов корреляции.

Для общей характеристики точности осредненных пространственных корреляционных функций в таблице А.20 представлено среднее число совместных лет наблюдений по всем районам, принятым при расчете. Заметим, что полоса рассеивания выборочных коэффициентов парной корреляции, как и следовало ожидать, в общем увеличивается с уменьшением среднего числа совместных лет наблюдений.

Оценку однородности пространственных корреляционных функций с использованием критериев согласия эмпирической и теоретической функции распределения выборочных коэффициентов корреляции проиллюстрируем на примере пространственной корреляционной функции, построенной по 48 рядам наблюдений за годовым стоком в бассейне р. Днепра.

Для оценки однородности пространственная корреляционная функция была разбита по расстоянию на 20 интервалов по 50 км каждый. В каждом интервале на клетчатке нормального распределения были построены эмпирическая кривая распределения и теоретическая с параметрами $r_{ср}$ и σ_r, вычисленными по формулам:

$$r_{ср}=\frac{\sum_{1}^{N} r_i}{N} \qquad \text{и} \qquad \sigma_r=\frac{1-r_{ср}^2}{\sqrt{n_{ср}-1}}$$

Последняя формула дает хорошую оценку выборочного коэффициента корреляции при небольших r и не очень малых n.

При малых расстояниях между центрами тяжести водосборов выборочные коэффициенты корреляции не подчиняются нормальному закону распределения ввиду ограниченного верхнего предела (r не может быть больше 1,0) и практически неограниченного нижнего. В этих случаях целесообразнее использовать преобразование Фишера. Функция z подчиняется нормальному распределению даже при высоких r и небольших n.

Используя критерий согласия эмпирической и аналитической функций распределения Колмогорова, основанного на наибольшей разности между эмпирической $P_э$ и теоретической $P_т$ обеспеченностями $(P_э - P_т) \rangle \frac{\lambda_g}{\sqrt{n}}$, приходим к выводу об однородности пространственной корреляционной функции в большинстве интервалов расстояний. Лишь в трех интервалах расстояний (0—50, 51—100 и 201—250 км) при 5%-ном уровне значимости эмпирическая и аналитическая функции выборочных коэффициентов корреляции не согласуются и, следовательно, в этих интервалах расстояний пространственная корреляционная функция не может быть признана однородной. Для этих случаев воспользуемся критерием Колмогорова для теоретической и эмпирической кривых распределения, построенных по z, и устанавливаем однородность этих кривых при 5%-ном уровне значимости.

Таким образом, сделанный ранее вывод об однородности пространственной корреляционной функции годового стока рек бассейна Днепра подтвердился с использованием критерия согласия Колмогорова. Аналогичным образом была осуществлена оценка однородности всех пространственных корреляционных функций речного стока и осадков.

Последний способ по оценке однородности пространственных корреляционных функций заключался в оценке однородности теоретической и эмпирической дисперсией выборочных коэффициентов корреляции по интервалам расстояний с использованием *F*- распределения Фишера

$$F = \frac{\sigma^2_{r\,макс}}{\sigma^2_{r\,мин}} \qquad (A.2)$$

При этом теоретическая дисперсия выборочных коэффициентов корреляции (σ^2_{rT}) вычислялась по формуле (9.8), а эмпирическая дисперсия по обычной формуле

$$\sigma^2_{rэ} = \frac{\sum_1^N (r_i - \bar{r}_{ср})^2}{n-1}$$

С 5%-ным уровнем значимости для всех интервалов расстояний (кроме 0–50, 50–100, 151–200 км) эмпирическая и теоретическая дисперсия оказались однородными и, следовательно, рассеивание парных коэффициентов корреляции относительно уравнения регрессии $r=f(L)$) может быть объяснено случайными флуктуациями выборочных коэффициентов корреляции.

Неоднородность теоретической и эмпирической дисперсий при высоких значениях коэффициентов корреляции (малые расстояния между центрами тяжести водосборов) была пояснена ранее. Используя для этих градаций вместо выборочных коэффициентов корреляции выборочные значения z и произведя оценку однородности дисперсий эмпирических $\sigma_{zэ}$ и теоретических $\sigma_{zT} = \frac{1}{\sqrt{n-3}}$, получили, что в этих градациях расстояний коэффициенты парной корреляции могут быть признаны однородными.

Итак, используя различные приемы оценки однородности пространственных корреляционных функций годового стока, приходим к выводу, что эти функции в целом статистически однородны. Однако степень однородности несколько различна в разных районах. Наибольшее уклонение эмпирических вероятностей попадания выборочных коэффициентов корреляции в зоны $\pm\sigma_r$, $\pm2\sigma_r$ и $\pm3\sigma_r$ от их теоретических величин наблюдается для левобережья Нижнего Днепра, в то время как наибольшая степень однородности отмечается в бассейне Верхнего Днепра. Можно отметить общее уменьшение степени однородности пространственных корреляционных функций в направлении с северо-запада на юго-восток, т. е. в направлении увеличения общей засушливости территории. Это, скорее всего, связано с бóльшей пространственной неоднородностью факторов годового стока в более засушливых районах по сравнению с менее засушливыми.

При рассмотрении пространственных корреляционных функций годового стока рек бассейна Днепра обращает внимание их нелинейный вид. На рисунке А.35 совмещены осредненные значения пространственных корреляционных функций годового стока рек бассейна Днепра.

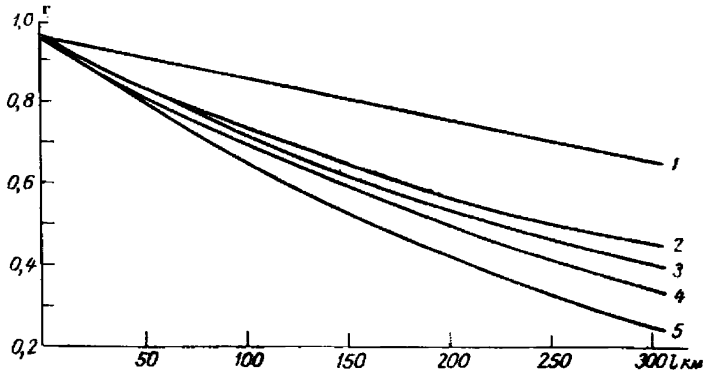

Рис. А.35. Совмещенные пространственные корреляционные функции годового стока рек бассейна Днепра
1 —бассейн Верхнего Днепра, 2 — бассейн р. Припяти, 3 — правобережье нижнего Днепра, 4 — левобережье Нижнего Днепра, 5 — бассейн р.Десны

Наиболее скоррелированы в пространстве реки бассейна Верхнего Днепра, а наименьшая корреляция отмечается для бассейна Нижнего Днепра и р. Десны, т. е. пространственная корреляция годового стока плавно уменьшается в направлении с северо-запада на юго-восток. Вид пространственной корреляционной функции речного стока, вообще говоря, определяется пространственной структурой метеорологических факторов, в основном осадков, и физико-географических факторов. Различие факторов подстилающей поверхности на разных водосборах лишь уменьшает пространственную связанность речного стока. И с этой точки зрения пространственные корреляционные функции стока должны иметь меньшую корреляцию по сравнению, например, с осадками. Это в полной мере справедливо для случаев, когда осадки и сток измеряются с одинаковых площадей. На самом же деле осадки практически наблюдаются в точке, а речной сток формируется на значительных по площади водосборах.

При формировании речного стока со значительной площади происходит нивелирование различных азональных факторов, что должно привести к увеличению пространственной корреляционной связи колебаний речного стока по сравнению с подобной функцией для осадков, измеряемых в точке. Таким образом, налицо два фактора, различным образом влияющие на характер пространственных корреляционных функций стока. Заранее трудно количественно оценить влияние каждого на пространственную корреляционную функцию речного стока. Некоторые количественные выводы будут сделаны при сопоставлении корреляционных функций осадков с корреляционными функциями речного стока, рассчитанными по месячным и максимальным расходам воды и слою стока за половодье в бассейне р. Сож.

Представляет определенный интерес установление радиуса положительной корреляции годового стока рек бассейна Днепра. На основании пространственной корреляционной функции рек всего бассейна Днепра (см. рисунок А.32) радиус положительной корреляции около 1000 км, что несколько отличается от выводов Н.В. Сомова и Г.П. Калинина, по данным которых радиус положительной корреляции в среднем равен 2500 км. Эти расхождения, видимо, объясняют-

ся тем, что нами при построении пространственных корреляционных функций использовались лишь малые и средние реки, в то время как Сомовым и Калининым в основном использовались крупные реки. Этими авторами получена пространственная корреляционная функция, единая для огромной территории с расстояниями между центрами тяжести водосборов до 9000 км. При этом могли быть осреднены особенности хода пространственных корреляционных функций отдельных районов.

По данным Г.А. Алексеева [Алексеев Г.А., 1971], радиус положительной корреляции годового стока рек верхней части бассейна Дона около 600 км. Заметим, что в этой работе принята линейная аппроксимация пространственной корреляционной функции. Линейный характер этой зависимости, видимо, уменьшает радиус положительной корреляции. Кроме того, пространственная корреляционная функция, приведенная в этой работе, при расстоянии между центрами тяжести водосборов больше 500 км практически не освещена экспериментальными данными и по существу экстраполирована до расстояния 600 км. При сравнительно небольшом числе эмпирических точек парных коэффициентов корреляции обычно не бывает оснований для уверенного наведения нелинейного вида зависимости $r=f(L)$. Однако построение пространственных корреляционных функций по большому количеству эмпирических данных убедительно свидетельствует о нелинейном характере пространственной корреляционной функции, что согласуется с физическими представлениями формирования годового стока в зависимости от факторов, его обусловливающих. Здесь имеется в виду нелинейный вид пространственных корреляционных функций годовых и сезонных осадков, которые во многом определяют годовой сток рек и его пространственную структуру.

А.18. Оценка однородности пространственных корреляционных функций среднемесячных, максимальных расходов воды и слоев стока весеннего половодья рек бассейна Сож

В таблице А.21 приведены данные по оценке однородности этих функций.

На рисунке А.36 изображены осредненные линии эмпирических зависимостей $r=f(l)$ гидрологических характеристик, приведенных в таблице А.21. Методика получения этих зависимостей аналогична корреляционным функциям годового стока.

Линейная аппроксимация эмпирических зависимостей $r=f(L)$ обусловлена небольшим объемом эмпирических данных и сравнительно небольшим отрезком расстояния между центрами тяжести водосборов (до 200 км).

Пространственные корреляционные функции среднего месячного стока и максимальных расходов воды менее однородны по сравнению с годовым стоком (табл. А.20, А.21). Действительно, вероятность попадания парных коэффициентов корреляции в доверительный интервал $\pm\sigma_r$, $\pm 2\sigma_r$, во всех случаях оказалась меньше теоретических вероятностей для нормального закона распределения.

Больше того, даже наибольшая 95%-ная доверительная граница для эмпирической вероятности попадания выборочных r в зоны $\pm\sigma_r$, $\pm 2\sigma_r$ оказалась меньше теоре-

Таблица А.21. Оценка однородности пространственных корреляционных функций среднемесячного стока, максимального стока и слоя стока весеннего половодья рек бассейна Днепра

Период	±σ				±2σ				±3σ		Общее число парных коэффициентов корреляции	Число рядов наблюдений, принятых в расчет
	Число случаев попадания r_{jk} в интервал	Эмпирическая вероятность, %	95%-ные доверительные границы для эмпирической вероятности		Число случаев попадания r_{jk} в интервал	Эмпирическая вероятность, %	95%-ные доверительные границы для эмпирической вероятности		Число случаев попадания r_{jk} в интервал	Эмпирическая вероятность, %		
			верхняя, %	нижняя, %			верхняя, %	нижняя, %				
Январь	53	44.2	58	30	98	81.7	87	73	115	95.8	120	16
Февраль	49	40.8	56	27	83	69.2	78	57	103	85.8	120	16
Март	59	49.2	59	36	81	67.5	77	56	103	85.8	120	16
Апрель	69	65.7	77	53	94	89.5	94	82	102	97.1	105	15
Май	53	50.5	65	36	85	80.95	88	71	101	96.2	105	15
Июнь	56	46.7	62	34	99	82.5	89	73	104	86.7	120	16
Июль	48	40.0	55	27	76	63.3	72	51	104	86.7	120	16
Август	65	54.2	67	41	111	92.5	96	82	118	98.3	120	16
Сентябрь	57	54.3	67	40	82	78.1	87	67	94	89.5	105	15
Октябрь	57	47.5	62	35	99	82.5	89	73	117	97.5	120	16
Ноябрь	53	44.2	59	30	86	71.7	82	61	105	87.5	120	16
Декабрь	76	63.3	74	51	106	88.3	94	80	118	98.3	120	16
Максимальный слой стока весеннего половодья	67	55.8	68	41	106	88.3	94	80	114	95.0	120	16
Суммарный слой стока весеннего половодья	89	74.2	83	60	116	96.7	99	89	119	99.2	120	16

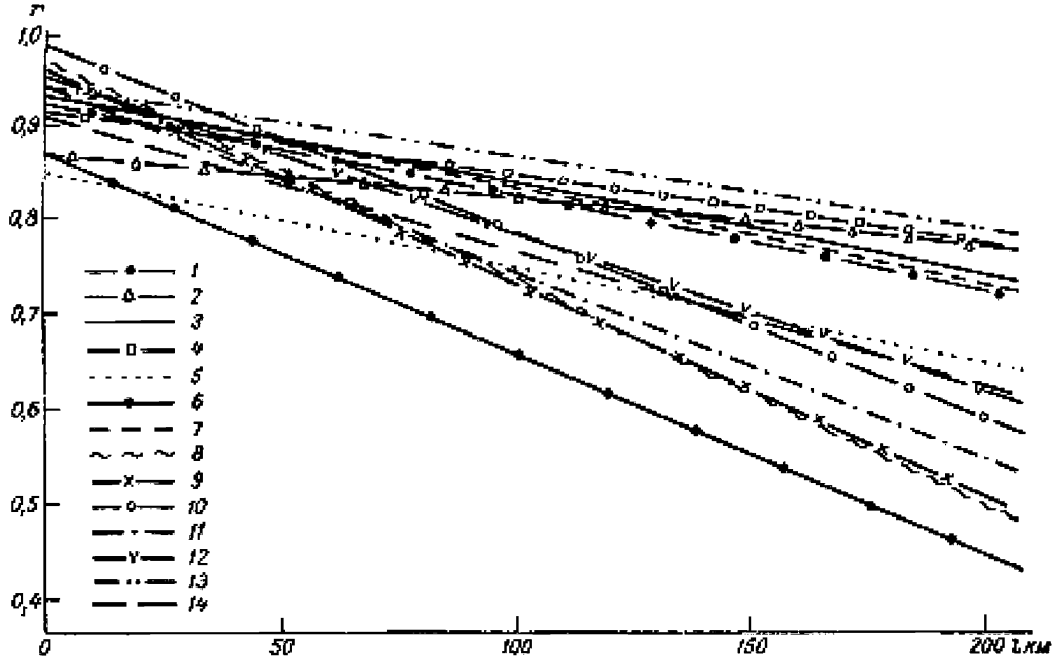

Рис. А.36. Пространственные корреляционные функции среднемесячного, максимального стока и слоя стока весеннего половодья в бассейне р. Сож.
1 — январь, 2 — февраль, 3 — март, 4 — апрель, 5 — май, 6 — июнь, 7 — июль, 8 — август, 9 — сентябрь, 10 — октябрь, 11 — ноябрь, 12 — декабрь, 13 — слой стока весеннего половодья, 14 — максимальные расходы

тической вероятности для нормального закона, что свидетельствует о неоднородности пространственных корреляционных функций месячного и максимального стока даже для такого сравнительно небольшого водосбора, как бассейн р. Сож.

Бóльшая неоднородность пространственных корреляционных функций месячного и максимального стока по сравнению с годовым объясняется, видимо, различиями пространственной структуры осадков за месячные и годовые периоды времени, а также значительно бóльшим влиянием факторов подстилающей поверхности па среднемесячный речной сток по сравнению с годовым.

Для увеличения статистической однородности пространственных корреляционных функций можно уменьшить район, по которому осуществляются все расчеты. Но в таком случае количество пунктов наблюдений за речным стоком может оказаться недостаточным для надежного определения пространственной корреляционной функции, что имеет место даже для таких хорошо освещенных в гидрологическом отношении рек, как бассейн р. Днепра.

Другой путь заключается в том, что может оказаться полезным строить пространственные корреляционные функции, допустим, не месячного или максимального стока, а производной его характеристики, имеющей более однородную пространственную структуру. К числу таких характеристик может быть отнесен, например, параметр A (максимальный модуль элементарного стока), освобожденный от влияния площади водосбора и других факторов максимального стока.

Пространственные корреляционные функции слоя стока весеннего половодья и годовой сток в бассейне р. Сож статистически однородны. Может возник-

нуть вопрос, каким образом пространственная корреляционная функция годового стока оказывается однородной, в то время как функции среднего месячного стока, его составляющие, неоднородны. Дело в том, что годовой сток в рассматриваемом бассейне в основном определяется стоком весеннего половодья, статистическая однородность корреляционных функций которого не вызывает сомнений. Вклад других месяцев в формирование годового стока значительно меньше и поэтому неоднородность пространственных корреляционных функций за эти месяцы практически не сказывается на оценке однородности корреляционных функций годового стока.

Проанализируем расположение осредненных линий регрессии $r=f(L)$ месячных расходов воды в бассейне р. Сож. Наиболее высокая пространственная корреляция наблюдается для слоя стока весеннего половодья, что свидетельствует о наибольшей синхронности речного стока за этот период в рассматриваемом районе.

Повышенная пространственная корреляция речного стока за март, апрель и май объясняется тем, что в эти месяцы происходит весеннее половодье. Причем линии регрессии за эти месяцы последовательно понижаются в соответствии с уменьшением доли весеннего половодья, приходящийся на этот месяц. Кроме того, в мае уже проходят ливневые дожди, которые характеризуются неравномерным распределением по площади. В летне-осеннюю межень (июнь-октябрь) пространственные корреляционные функции группируются в нижней части графика. К этой группировке примыкают и корреляционные функции речного стока за ноябрь и декабрь, которые характеризуются неустойчивыми погодными условиями с оттепелями.

Исключением из этого правила является июль. Пространственная корреляционная функция стока за этот месяц расположена в верхней части графика. Вероятнее всего, в этом месяце меньше выпадает ливневых дождей, охватывающих сравнительно небольшие площади.

В период устойчивой зимней межени (январь, февраль) наблюдается повышенная пространственная корреляция речного стока, так как в этот период все реки данного района имеют грунтовое питание, иногда нарушаемое оттепелями, охватывающими большие территории.

А.19. Оценка статистической однородности пространственно-временных корреляционных функций осадков

Корреляционные функции осадков (Рисунок А.37) рассчитывались за теплый и холодный периоды, что связано с различным вкладом осадков в формирование речного стока. Кроме того, пространственная структура полей осадков за теплый и холодный периоды несколько различается, что опять-таки сказывается на пространственной корреляционной функции годового стока. Корреляционные функции осадков в основном характеризуют бассейны рек Сож, Березины и левобережья р. Припяти (см. рисунок А.31). В таблице А.22 приведены результаты оценки однородности этих функций, из которой следует, что эти функции однородны.

Осадки за холодный период, которые принимают большее участие в формировании речного стока, имеют большую пространственную связанность по срав-

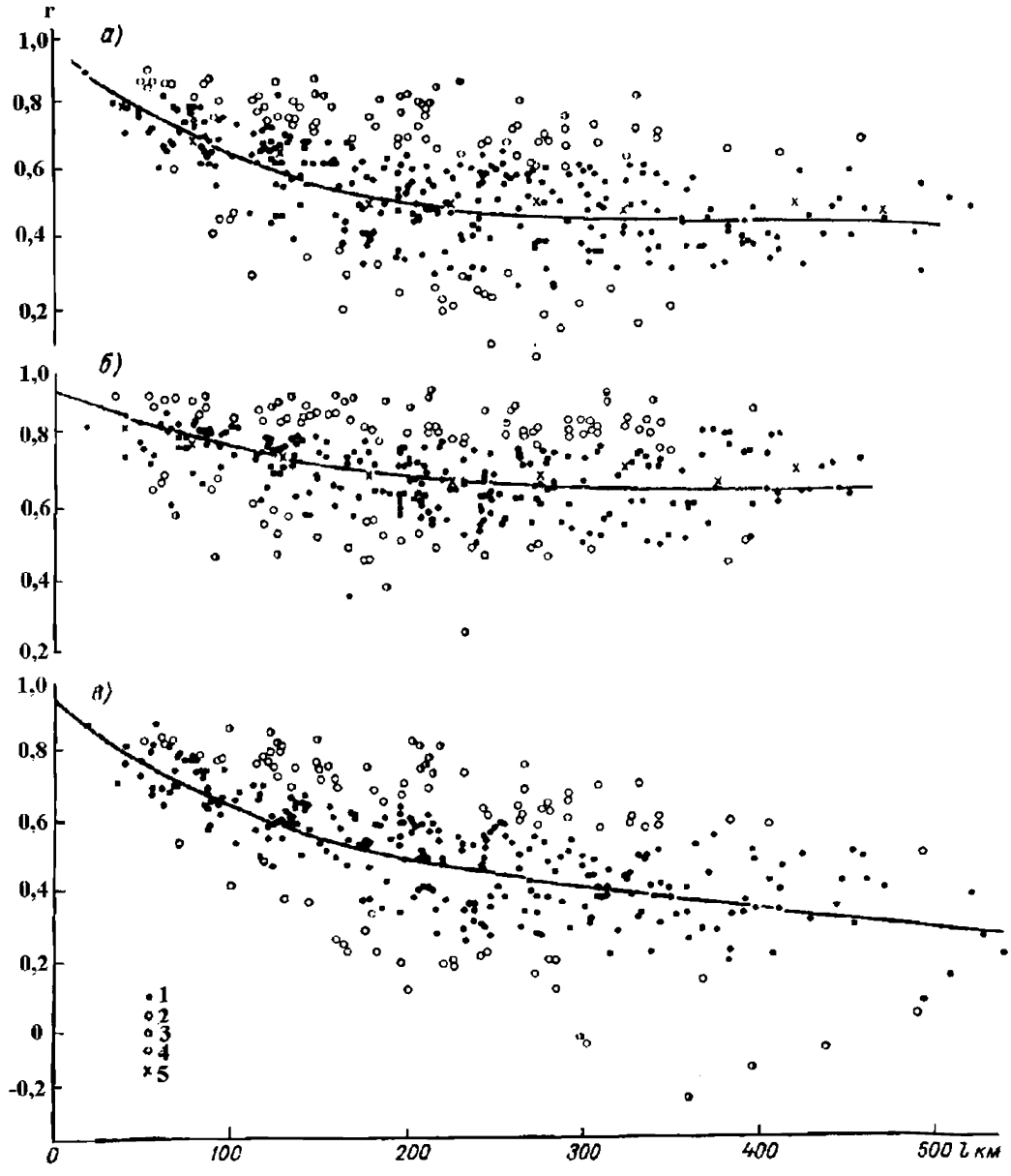

Рис. А.37. Пространственные корреляционные функции осадков за год (а), зимний период (б) и летний период (в)
Условные обозначения см. рисунок А.33

нению с осадками за теплый период и за год. Повышенная пространственная корреляция осадков за холодный период по сравнению с осадками за теплый период объясняется тем, что летом ливневые осадки более локальны, т. е. более изменчивы по территории, в то время как осадки за зиму обычно имеют более однородную по пространству структуру, что и сказывается на пространственных корреляционных функциях осадков за эти периоды.

Таким образом, статистическая пространственная структура колебаний речного стока во многом обусловлена пространственной структурой полей осадков.

Таблица А.22. Оценка однородности пространственных корреляционных функций осадков

Период	±σ				±2σ				±3σ		Общее число парных коэффициентов корреляции	Число рядов наблюдений, принятых в расчет	Среднее число совместных лет наблюдений, принятых при расчете r_{jk}
	Число случаев попадания r_{jk} в интервал	Эмпирическая вероятность, %	95%-ные доверительные границы для эмпирической вероятности		Число случаев попадания r_{jk} в интервал	Эмпирическая вероятность, %	95%-ные доверительные границы для эмпирической вероятности		Число случаев попадания r_{jk} в интервал	Эмпирическая вероятность, %			
			верхняя, %	нижняя, %			верхняя, %	нижняя, %					
Осадки за теплый период	255	73,1	78	67	333	95,4	97	92	349	100	349	27	23,9
Осадки за холодный период	214	63,1	70	56	313	92,3	95	88	336	99,1	339	27	23,1
Осадки за год	264	69,8	76	63	355	93,9	98	91	374	98,9	378	28	22,7

В дальнейшем предусматривается использовать полученные пространственные корреляционные функции для целей пространственной интерполяции речного стока. При этом возникает необходимость в оценке статистической пространственной однородности колебаний речного стока, которая может осуществляться с использованием известных критериев однородности. При оценке статистической пространственной однородности колебаний речного стока возникают трудности, связанные с необходимостью учета пространственной корреляционной связи между рядами речного стока.

Эмпирические корреляционные функции $r(0)$ при нулевом расстоянии $l = 0$, как правило, меньше теоретической (истинной) [Алексеев Г.А., 1971]. Знак равенства имеет место только при отсутствии случайных ошибок исходных данных.

В связи с тем, что экстраполяция пространственной корреляционной функции $r=f(l)$ до нулевого расстояния не всегда объективна, так как именно интервал малых расстояний практически не освещен данными, мера погрешностей исходных данных получается или завышенной или заниженной [Алексеев Г.А., 1981]. На самом деле, эти погрешности носят условный характер. Анализ этих погрешностей для территории бывшего СССР показал, что величина $r(0)$, как правило, уменьшается к югу. В то же время, коэффициенты вариации, как правило, увеличиваются с севера на юг. В связи с этим можно прийти к выводу, что и погрешности должны также увеличиваться с севера на юг, что не имеет логического обоснования. Точность исходных данных определяется качеством гидрометрических работ, а не естественной изменчивостью многолетних колебаний стока. Поэтому эти оценки могут быть использованы в практических расчетах лишь в самом первом приближении.

А. 20. Выделение однородных районов на примере анализа распределения высот снежного покрова

В качестве исходных данных использованы материалы ландшафтных снегомерных съемок, проведенных ГГИ в 1965—1966 гг. на 450 квадратах с общей площадью 450 000 км^2. В каждом квадрате прокладывалось два маршрута: один длиной 2 км в поле, второй длиной 0,5 км в лесу. Высота и плотность снежного покрова определялись соответственно через 20 и 200 м в поле и через 10 и 50 м в лесу.

Поле высот снежного покрова считаем однородным, если любая статистическая выборка в пределах этого поля принадлежит к одной и той же генеральной совокупности.

При анализе материалов установлено, что распределение статистических совокупностей высот снежного покрова приблизительно подчиняется нормальному закону. Это дает основание использовать критерий Фишера для оценки однородности дисперсий, и в случае их однородности критерий Стьюдента для оценки однородности средних значений. Особо следует отметить отсутствие корреляционной связи между высотами снежного покрова внутри каждого ряда и на различных маршрутах. Отмеченное свойство рассматриваемых рядов позволяет использовать критерий однородности без учета этих связей. Отсутствие внутри-

рядной связанности обеспечивается назначением соответствующего расстояния между точками измерения высот снежного покрова. Для каждого снегомерного маршрута вычислялись средние значения и дисперсии высот снежного покрова отдельно для поля и леса, после чего проверялась гипотеза однородности дисперсий и в случае ее подтверждения оценивалась однородность средних высот снежного покрова.

Техника выделения однородных площадей высот снежного покрова по дисперсиям (критерий Фишера) и по средним высотам (критерий Стьюдента) сводилась к следующему. Выбирался какой — либо снегомерный маршрут в качестве исходного (первого). Этот маршрут оценивался на однородность по дисперсиям высот снега с маршрутом смежных квадратов, которые в свою очередь также оценивались на однородность между собой. В случае однородности дисперсий высот снежного покрова в смежных квадратах переходили к оценке однородности следующих рядом расположенных квадратов и т. д. до тех пор, пока не оказывалось, что все снегомерные маршруты, выделенные в единую площадь, однородны, а за ее пределами — неоднородны, хотя бы по отношению к одному из маршрутов этой однородной площади. Аналогичным образом производилась оценка однородности высот снежного покрова внутри выделенной площади, однородной по дисперсиям.

Полученные величины площадей снежного покрова, однородных по дисперсиям и средним, фиксировались, и далее осуществлялся переход к следующему маршруту, для которого повторялись все расчеты. В соответствии с принятой схемой размещения маршрутов каждый маршрут являлся представительной выборкой для площади 1000 км^2

Если пять близлежащих снегомерных маршрутов по дисперсиям оказались однородными, то это принималось за однородность высот снежного покрова по дисперсиям на площади 5000 км^2. Аналогичным образом поступали и при определении однородности средних.

На основании полученных таким образом данных строились кривые обеспеченности однородных площадей высот снежного покрова отдельно по дисперсиям и средним. Величины однородных площадей высот снежного покрова различной обеспеченности при разных значениях уровня значимости представлены в таблицах А.23 и А.24.

Таблица А.23. Наибольшие однородные площади распределения средних высот снежного покрова, тыс. км^2

Обеспеченность P%	Поле				Лес			
	q=1%		q=5%		q=1%		q=5%	
	1-я половина зимы	2-я половина зимы	1-я половина зимы	2-я половина зимы	1-я половина зимы	2-я половина зимы	1-я половина зимы	2-я половина зимы
50	1,4	1,9	1,4	1,7	1,6	2,0	1,5	1,7
60	1,1	1,5	1,1	1,3	1,3	1,6	1.1	1,5
67	1,0	1,2	1,0	1,2	1,1	1,4	1.0	1,3
75	1,0	1,1	0,98	1.0	1,0	1,1	0,99	1,1

Таблица А.24. Наибольшие однородные площади распределения высот снежного покрова, тыс. км^2

Критерий Однородности	Ландшафт	Уровень значимости	Обеспеченность %						
			5	30	50	67	75	90	95
Снегосъемка 19–21 декабря 1965 г.									
t	Поле	1	4,8	2,1	1,4	1,1	0,9	0,5	0,3
		5	3,8	2,0	1,4	1,0	0,85	0,5	0,3
	Лес	1	5,6	2,2	1,5	1,15	1,0	0,6	0,4
		5	4,6	2,1	1,5	1,10	0,9	0,55	0,35
F	Поле	2	10,0	3,0	2,0	1,7	1,6	0,6	0,4
		10	7,8	2,8	1,8	1,3	1,0	0,5	0,3
	Лес	2	31,0	5,0	2,5	1,5	1,0	0,6	0,5
		10	13,0	4,0	2,1	1,5	1,0	0,6	0,5
Снегосъемка 4–6 февраля декабря 1966 г.									
t	Поле	1	7,4	3,1	2,0	1,4	1,1	0,6	0,4
		5	5,9	2,7	1,75	1,3	1,0	0,5	0,3
	Лес	1	6,1	2,8	2,0	1,5	1,3	0,7	0,5
		5	5,6	2,6	1,8	1,3	1,1	0,6	0,4
F	Поле	2	10,0	4,0	2,5	1,8	1,6	1,0	0,7
		10	7,0	2,7	2,0	1,4	1,2	0,7	0,3
	Лес	2	20,0	7,4	3,5	2,1	1,7	1,0	0,5
		10	11,0	4,4	2,5	1,7	1,4	0,7	0,5
Снегосъемка 4–6 марта 1966 г.									
t	Поле	1	5,7	24	1,6	1,1	0,9	0,4	0,3
		5	4,4	2,0	1,4	1,0	0,8	0,4	0,2
	Лес	1	6,8	2,8	2,0	1,4	1,2	0,7	0,3
		5	5,4	2,3	1,7	1,3	1,0	0,6	0,3
F	Поле	2	16,8	6,0	3,2	2,2	2,0	1,2	0,7
		10	11,0	3,1	2,0	1,7	1,3	0,8	0,5
	Лес	2	28,5	12,0	6,0	3,5	2,6	1,5	0,8
		10	18,0	5,0	2,7	1,8	1,5	0,8	0,5

Примечание: *t* — критерий однородности средних значений, по Стьюденту; *F* — критерий однородности средних квадратических отклонений, по Фишеру.

Из анализа таблиц А.23 и А.24 следует, что величины однородных площадей по дисперсиям (критерий *F*), как правило, значительно больше, чем по средним значениям (критерий *t*); это служит дополнительным подтверждением правомерности использования критерия Стьюдента, так как однородность дисперсий обеспечивается на большей площади.

Более того, выделение однородных площадей по дисперсиям осуществлялось при 2 и 10%-ных уровнях значимости, а по средним значениям — при 1 и 5%-ных, что накладывало более жесткие требования на однородность дисперсий.

Как и следовало ожидать, величины однородных площадей при 1%-ном уровне значимости для средних высот и при 2%-ном для дисперсий оказались больше аналогичных площадей при 5 и 10%-ных уровнях значимости. Это расхождение, как правило, уменьшается в зоне больших обеспеченностей и малых однородных площадей.

Определенный интерес представляет сопоставление величин однородных площадей средних высот снежного покрова в поле и лесу. Оказалось, что однородные площади средних высот снежного покрова в лесу больше, чем в поле. Эти расхождения обычно уменьшаются с увеличением обеспеченности.

Отмеченные различия в величинах однородных площадей средних высот снежного покрова объясняются большим передуванием снега в поле по сравнению с лесом. Этой же причиной объясняются большие значения однородных площадей по дисперсиям для леса по сравнению с полем.

При совместном анализе величин однородных площадей в зависимости от уровня значимости, ландшафта (поле или лес), даты снегосъемки, выбранного критерия однородности (t или F) и, на конец, величины обеспеченности оказалось, что все эти обстоятельства так или иначе влияют на окончательную величину однородной площади.

В качестве первого приближения совместное влияние отмеченных факторов на величину однородной площади характеризует таблица А.23.

Выделение наибольших однородных площадей в распределении высот снежного покрова для первой и второй половины зимы, хотя и получено по ограниченным данным измерений (использованы данные снегосъемок за три дня), в общем, соответствует тому, что по мере накопления снежного покрова происходит его выравнивание, что увеличивает пространственную однородность распределения средних высот снежного покрова.

Рассмотренная оценка однородности высот снежного покрова более подробно, чем это представлялось ранее, и, что самое главное, с использованием количественных критериев позволила оценить пространственную структуру снежного покрова. Некоторые качественные соображения о характере пространственных изменений снежного покрова получили количественную оценку.

Итак, понятие однородного поля гидрологического элемента расширяет наши представления о пространственном распределении элемента и делает возможным переход от отдельных по территории точек измерения того или иного элемента режима рек к их распределению в любой точке однородного поля этого элемента.

Оценку однородности поля гидрологического элемента целесообразно осуществлять при гидрологических расчетах, связанных с пространственной интерполяцией гидрологического элемента, при осуществлении рационализации гидрологической сети, при решении вопросов точности гидрологических измерений и наблюдений.

В заключение отметим, что методика оценки однородности данных при наличии корреляционной связи между рядами гидрологических измерений в настоящее время не разработана, что должно явиться предметом исследований, так

как большинство гидрологических измерений, выполненных в различных пунктах наблюдений, корреляционно связаны. Учет же внутрирядной корреляционной связи в рядах гидрологических наблюдений при оценке их однородности может осуществляться в настоящее время путем перехода к объему независимой информации [Рождественский А.В., 1977]. Кроме того, некоторые вопросы пространственной связанности при оценке однородности выборочных средних и дисперсий рассмотрены в ряде статей [РождественскийА.В., Сахарюк А.В., 1981; Сахарюк, 1983], а также в ранее изданных [Рекомендациях, 1987] и в настоящих Методических рекомендациях.

Приложение Б
Таблицы статистик критериев

Таблица Б.1. Обобщенные — α%-ные критические значения статистики Диксона ($D1_N$)

α,%	r(1)	Объем выборки (n)							α,%	r(1)	Объем выборки (n)						
		6	10	20	30	50	70	100			6	10	20	30	50	70	100
Cs=0									*Cs*=1.5								
1	0	0.70	0.53	0.39	0.34	0.31	0.28	0.25	1	0	0.84	0.71	0.62	0.57	0.54	0.51	0.47
	0.5	0.70	0.52	0.38	0.32	0.28	0.26	0.23		0.5	0.82	0.69	0.58	0.53	0.5	0.48	0.45
	0.9	0.66	0.47	0.32	0.27	0.22	0.2	0.17		0.9	0.75	0.62	0.46	0.41	0.37	0.35	0.31
5	0	0.56	0.41	0.3	0.26	0.22	0.2	0.18	5	0	0.73	0.6	0.51	0.46	0.42	0.4	0.37
	0.5	0.56	0.4	0.29	0.25	0.21	0.19	0.17		0.5	0.72	0.58	0.49	0.44	0.39	0.38	0.34
	0.9	0.54	0.38	0.24	0.2	0.16	0.14	0.12		0.9	0.62	0.49	0.37	0.32	0.28	0.26	0.24
10	0	0.48	0.35	0.25	0.22	0.19	0.17	0.15	10	0	0.67	0.54	0.45	0.4	0.36	0.34	0.31
	0.5	0.48	0.34	0.24	0.21	0.18	0.16	0.14		0.5	0.64	0.51	0.42	0.38	0.33	0.32	0.29
	0.9	0.46	0.32	0.19	0.16	0.13	0.12	0.1		0.9	0.53	0.42	0.31	0.27	0.23	0.22	0.18
Cs=0.5									*Cs*=2.0								
1	0	0.74	0.58	0.48	0.43	0.39	0.37	0.33	1	0	0.88	0.77	0.68	0.64	0.61	0.58	0.53
	0.5	0.74	0.57	0.44	0.39	0.36	0.34	0.31		0.5	0.88	0.76	0.65	0.61	0.57	0.54	0.5
	0.9	0.68	0.54	0.36	0.3	0.26	0.24	0.21		0.9	0.79	0.61	0.52	0.46	0.41	0.39	0.36
5	0	0.63	0.48	0.38	0.33	0.29	0.26	0.25	5	0	0.79	0.67	0.58	0.52	0.48	0.45	0.42
	0.5	0.62	0.47	0.36	0.31	0.27	0.26	0.23		0.5	0.77	0.65	0.55	0.49	0.44	0.42	0.39
	0.9	0.56	0.41	0.28	0.24	0.19	0.18	0.16		0.9	0.67	0.56	0.41	0.36	0.32	0.3	0.27
10	0	0.55	0.42	0.32	0.28	0.24	0.23	0.21	10	0	0.72	0.6	0.51	0.46	0.41	0.39	0.36
	0.5	0.54	0.39	0.3	0.26	0.22	0.21	0.19		0.5	0.69	0.57	0.49	0.44	0.38	0.36	0.33
	0.9	0.48	0.35	0.22	0.19	0.16	0.15	0.13		0.9	0.57	0.46	0.34	0.3	0.26	0.25	0.23
Cs=1.0									*Cs*=3.0								
1	0	0.79	0.65	0.55	0.5	0.47	0.45	0.41	1	0	0.96	0.87	0.78	0.74	0.7	0.67	0.62
	0.5	0.78	0.63	0.52	0.47	0.43	0.41	0.38		0.5	0.96	0.86	0.76	0.71	0.67	0.63	0.58
	0.9	0.73	0.58	0.42	0.36	0.32	0.3	0.27		0.9	0.91	0.83	0.69	0.61	0.55	0.53	0.49
5	0	0.68	0.55	0.45	0.4	0.36	0.34	0.31	5	0	0.88	0.79	0.69	0.63	0.58	0.55	0.5
	0.5	0.67	0.53	0.43	0.38	0.33	0.31	0.28		0.5	0.88	0.78	0.67	0.61	0.55	0.52	0.47
	0.9	0.59	0.45	0.31	0.37	0.23	0.22	0.19		0.9	0.79	0.69	0.54	0.48	0.42	0.39	0.36
10	0	0.6	0.48	0.39	0.34	0.3	0.28	0.26	10	0	0.83	0.72	0.62	0.56	0.5	0.47	0.44
	0.5	0.59	0.45	0.36	0.31	0.27	0.26	0.24		0.5	0.81	0.7	0.6	0.54	0.48	0.45	0.42
	0.9	0.51	0.38	0.26	0.23	0.19	0.18	0.16		0.9	0.69	0.59	0.46	0.4	0.35	0.33	0.3

Примечание. $r(1)$ — коэффициент автокорреляции во всех таблицах **Приложения Б**

Таблица Б.2. α%-ные критические значения статистики Диксона ($D1_1$)

α, %	$r(1)$	Объем выборки (n)							α, %	$r(1)$	Объем выборки (n)						
		6	10	20	30	50	70	100			6	10	20	30	50	70	100
Cs=0									*Cs*=1.5								
1	0	0.7	0.53	0.39	0.34	0.28	0.24	0.21	1	0	0.51	0.3	0.14	0.1	0.06	0.04	0.03
	0.5	0.69	0.51	0.38	0.29	0.26	0.22	0.19		0.5	0.57	0.32	0.17	0.11	0.07	0.05	0.04
	0.9	0.69	0.49	0.35	0.25	0.2	0.19	0.17		0.9	0.63	0.39	0.22	0.14	0.09	0.06	0.05
5	0	0.56	0.41	0.3	0.26	0.21	0.19	0.16	5	0	0.38	0.2	0.1	0.07	0.04	0.03	0.02
	0.5	0.56	0.4	0.29	0.25	0.2	0.17	0.15		0.5	0.41	0.22	0.11	0.07	0.04	0.03	0.02
	0.9	0.56	0.36	0.24	0.19	0.15	0.13	0.12		0.9	0.48	0.27	0.14	0.1	0.06	0.04	0.03
10	0	0.48	0.35	0.25	0.21	0.17	0.15	0.13	10	0	0.31	0.17	0.08	0.05	0.03	0.025	0.02
	0.5	0.48	0.34	0.24	0.18	0.16	0.14	0.12		0.5	0.34	0.18	0.09	0.06	0.04	0.025	0.02
	0.9	0.47	0.3	0.2	0.15	0.12	0.11	0.09		0.9	0.39	0.22	0.11	0.07	0.045	0.03	0.02
Cs=0.5									*Cs*=2.0								
1	0	0.65	0.45	0.31	0.25	0.19	0.16	0.14	1	0	0.45	0.22	0.09	0.05	0.025	0.015	0.01
	0.5	0.65	0.45	0.31	0.25	0.19	0.16	0.14		0.5	0.52	0.25	0.11	0.06	0.03	0.02	0.01
	0.9	0.65	0.45	0.29	0.22	0.16	0.15	0.13		0.9	0.6	0.35	0.18	0.11	0.06	0.04	0.03
5	0	0.51	0.34	0.22	0.18	0.14	0.12	0.1	5	0	0.31	0.14	0.06	0.03	0.015	0.01	0.007
	0.5	0.51	0.34	0.22	0.18	0.14	0.12	0.1		0.5	0.36	0.17	0.08	0.04	0.02	0.01	0.007
	0.9	0.51	0.33	0.21	0.16	0.12	0.1	0.09		0.9	0.45	0.24	0.11	0.07	0.04	0.02	0.015
10	0	0.44	0.29	0.18	0.14	0.11	0.1	0.09	10	0	0.24	0.11	0.04	0.02	0.01	0.008	0.005
	0.5	0.44	0.29	0.18	0.14	0.11	0.1	0.09		0.5	0.29	0.13	0.05	0.03	0.01	0.008	0.005
	0.9	0.44	0.28	0.17	0.12	0.1	0.08	0.07		0.9	0.36	0.19	0.09	0.05	0.03	0.02	0.01
Cs=1.0									*Cs*=3.0								
1	0	0.58	0.38	0.22	0.17	0.12	0.09	0.08	1	0	0.32	0.11	0.02	0.008	0.002	0.001	0
	0.5	0.62	0.38	0.22	0.17	0.12	0.09	0.08		0.5	0.43	0.15	0.04	0.01	0.004	0.002	0.001
	0.9	0.66	0.43	0.26	0.18	0.12	0.09	0.08		0.9	0.56	0.29	0.12	0.07	0.03	0.015	0.007
5	0	0.44	0.27	0.16	0.12	0.08	0.07	0.06	5	0	0.2	0.06	0.009	0.003	0.001	0	0
	0.5	0.46	0.27	0.16	0.12	0.08	0.07	0.06		0.5	0.27	0.09	0.02	0.006	0.002	0.001	0
	0.9	0.52	0.3	0.17	0.13	0.09	0.07	0.06		0.9	0.39	0.18	0.07	0.03	0.01	0.005	0.002
10	0	0.37	0.23	0.12	0.09	0.07	0.06	0.05	10	0	0.14	0.04	0.006	0.002	0.001	0	0
	0.5	0.39	0.24	0.13	0.09	0.07	0.06	0.05		0.5	0.18	0.06	0.01	0.003	0.001	0	0
	0.9	0.42	0.25	0.14	0.1	0.07	0.06	0.05		0.9	0.3	0.13	0.05	0.02	0.006	0.003	0.001

Таблица Б.3. α%-ные критические значения статистики Диксона ($D2_N$)

α,%	$r(1)$	Объем выборки (n)							α,%	$r(1)$	Объем выборки (n)						
		6	10	20	30	50	70	100			6	10	20	30	50	70	100
Cs=0									*Cs*=1.5								
1	0	0.81	0.6	0.43	0.37	0.33	0.3	0.26	1	0	0.89	0.75	0.65	0.58	0.55	0.52	0.48
	0.5	0.81	0.6	0.4	0.35	0.3	0.27	0.24		0.5	0.89	0.73	0.61	0.57	0.51	0.48	0.45
	0.9	0.81	0.56	0.34	0.28	0.22	0.21	0.18		0.9	0.85	0.64	0.49	0.44	0.39	0.36	0.32
5	0	0.69	0.48	0.33	0.28	0.24	0.22	0.19	5	0	0.81	0.65	0.53	0.47	0.43	0.4	0.37
	0.5	0.69	0.47	0.32	0.27	0.23	0.21	0.18		0.5	0.79	0.62	0.51	0.45	0.39	0.37	0.34
	0.9	0.68	0.44	0.27	0.21	0.16	0.15	0.12		0.9	0.72	0.53	0.37	0.32	0.28	0.26	0.24
10	0	0.61	0.41	0.28	0.24	0.2	0.19	0.16	10	0	0.74	0.57	0.46	0.41	0.37	0.35	0.32
	0.5	0.61	0.4	0.27	0.23	0.18	0.17	0.15		0.5	0.71	0.55	0.44	0.39	0.34	0.32	0.29
	0.9	0.57	0.37	0.22	0.17	0.13	0.12	0.1		0.9	0.64	0.46	0.31	0.27	0.22	0.21	0.19
Cs=0.5									*Cs*=2.0								
1	0	0.84	0.64	0.52	0.45	0.41	0.38	0.34	1	0	0.91	0.79	0.7	0.64	0.61	0.58	0.53
	0.5	0.83	0.62	0.48	0.42	0.37	0.34	0.31		0.5	0.91	0.78	0.67	0.61	0.56	0.54	0.5
	0.9	0.82	0.59	0.38	0.32	0.27	0.25	0.22		0.9	0.88	0.68	0.53	0.48	0.42	0.4	0.37
5	0	0.75	0.57	0.41	0.35	0.31	0.29	0.26	5	0	0.84	0.7	0.58	0.52	0.48	0.46	0.42
	0.5	0.73	0.54	0.38	0.33	0.29	0.27	0.25		0.5	0.83	0.68	0.56	0.5	0.45	0.43	0.39
	0.9	0.69	0.47	0.3	0.25	0.2	0.18	0.16		0.9	0.75	0.59	0.42	0.37	0.32	0.31	0.28
10	0	0.66	0.47	0.35	0.3	0.26	0.24	0.22	10	0	0.77	0.62	0.52	0.46	0.41	0.39	0.36
	0.5	0.64	0.45	0.33	0.28	0.23	0.22	0.2		0.5	0.76	0.6	0.5	0.44	0.39	0.37	0.33
	0.9	0.59	0.4	0.24	0.2	0.17	0.15	0.13		0.9	0.67	0.49	0.36	0.31	0.27	0.26	0.23
Cs=1.0									*Cs*=3.0								
1	0	0.87	0.69	0.59	0.52	0.49	0.46	0.42	1	0	0.97	0.88	0.8	0.75	0.71	0.68	0.63
	0.5	0.87	0.69	0.54	0.49	0.44	0.42	0.39		0.5	0.97	0.88	0.76	0.72	0.66	0.64	0.6
	0.9	0.84	0.61	0.44	0.38	0.34	0.32	0.28		0.9	0.94	0.84	0.69	0.63	0.56	0.53	0.49
5	0	0.77	0.59	0.47	0.41	0.37	0.35	0.32	5	0	0.91	0.79	0.69	0.62	0.58	0.55	0.5
	0.5	0.76	0.57	0.44	0.39	0.34	0.32	0.29		0.5	0.91	0.78	0.67	0.6	0.55	0.52	0.47
	0.9	0.7	0.5	0.33	0.28	0.24	0.22	0.2		0.9	0.84	0.7	0.54	0.48	0.42	0.39	0.36
10	0	0.7	0.52	0.4	0.36	0.32	0.3	0.27	10	0	0.85	0.72	0.62	0.56	0.5	0.47	0.44
	0.5	0.67	0.49	0.38	0.33	0.29	0.27	0.24		0.5	0.84	0.71	0.6	0.54	0.47	0.45	0.42
	0.9	0.61	0.42	0.27	0.23	0.2	0.19	0.16		0.9	0.76	0.6	0.46	0.4	0.36	0.33	0.3

Таблица Б.4. α%-ные критические значения статистики Диксона ($D2_1$)

α, %	$r(1)$	Объем выборки (n)							α, %	$r(1)$	Объем выборки (n)						
		6	10	20	30	50	70	100			6	10	20	30	50	70	100
Cs=0									Cs=1.5								
1	0	0.81	0.6	0.43	0.37	0.29	0.25	0.22	1	0	0.73	0.39	0.2	0.12	0.07	0.05	0.04
	0.5	0.81	0.6	0.41	0.35	0.28	0.34	0.21		0.5	0.76	0.42	0.21	0.13	0.08	0.06	0.04
	0.9	0.84	0.57	0.36	0.28	0.22	0.2	0.18		0.9	0.8	0.47	0.25	0.16	0.1	0.07	0.05
5	0	0.69	0.48	0.33	0.28	0.22	0.19	0.17	5	0	0.55	0.28	0.12	0.08	0.05	0.04	0.03
	0.5	0.69	0.47	0.31	0.26	0.21	0.18	0.16		0.5	0.57	0.29	0.14	0.08	0.05	0.04	0.03
	0.9	0.68	0.41	0.26	0.2	0.16	0.14	0.12		0.9	0.62	0.33	0.16	0.11	0.06	0.05	0.04
10	0	0.61	0.41	0.28	0.24	0.18	0.16	0.14	10	0	0.46	0.23	0.1	0.07	0.04	0.08	0.02
	0.5	0.61	0.4	0.27	0.23	0.17	0.15	0.13		0.5	0.48	0.24	0.11	0.07	0.04	0.03	0.02
	0.9	0.58	0.35	0.22	0.17	0.13	0.11	0.1		0.9	0.52	0.27	0.13	0.08	0.05	0.04	0.03
Cs=0.5									Cs=2.0								
1	0	0.79	0.54	0.35	0.28	0.21	0.18	0.15	1	0	0.68	0.32	0.13	0.06	0.03	0.02	0.01
	0.5	0.79	0.54	0.34	0.27	0.21	0.18	0.15		0.5	0.73	0.35	0.14	0.07	0.04	0.02	0.015
	0.9	0.79	0.54	0.33	0.24	0.17	0.15	0.14		0.9	0.78	0.44	0.2	0.13	0.07	0.04	0.03
5	0	0.65	0.43	0.26	0.2	0.19	0.14	0.12	5	0	0.49	0.21	0.08	0.04	0.02	0.01	0.008
	0.5	0.65	0.41	0.25	0.19	0.15	0.13	0.11		0.5	0.52	0.23	0.08	0.04	0.02	0.01	0.52
	0.9	0.65	0.38	0.23	0.17	0.13	0.11	0.09		0.9	0.6	0.29	0.13	0.08	0.04	0.03	0.02
10	0	0.57	0.36	0.22	0.17	0.13	0.11	0.1	10	0	0.39	0.16	0.05	0.03	0.015	0.01	0.006
	0.5	0.57	0.35	0.21	0.16	0.13	0.11	0.1		0.5	0.43	0.19	0.06	0.03	0.015	0.01	0.006
	0.9	0.56	0.33	0.19	0.14	0.1	0.08	0.07		0.9	0.49	0.24	0.1	0.06	0.03	0.02	0.01
Cs=1.0									Cs=3.0								
1	0	0.76	0.47	0.27	0.19	0.14	0.11	0.09	1	0	0.57	0.18	0.03	0.01	0.003	0.001	0.001
	0.5	0.78	0.49	0.27	0.19	0.14	0.11	0.09		0.5	0.66	0.23	0.06	0.02	0.005	0.002	0.001
	0.9	0.32	0.51	0.29	0.19	0.14	0.11	0.09		0.9	0.79	0.39	0.13	0.08	0.03	0.015	0.009
5	0	0.6	0.36	0.19	0.14	0.1	0.08	0.07	5	0	0.37	0.1	0.01	0.005	0.001	0.001	0
	0.5	0.62	0.36	0.19	0.14	0.1	0.08	0.07		0.5	0.42	0.13	0.02	0.008	0.002	0.001	0
	0.9	0.64	0.37	0.2	0.14	0.1	0.08	0.07		0.9	0.55	0.23	0.09	0.04	0.01	0.006	0.003
10	0	0.52	0.3	0.15	0.11	0.08	0.07	0.06	10	0	0.23	0.06	0.008	0.003	0.001	0	0
	0.5	0.53	0.3	0.15	0.11	0.08	0.07	0.06		0.5	0.32	0.09	0.015	0.005	0.001	0	0
	0.9	0.54	0.3	0.16	0.11	0.08	0.07	0.06		0.9	0.44	0.17	0.06	0.025	0.007	0.003	0.001

Таблица Б.5. α%-ные критические значения статистики Диксона ($D3_N$)

α,%	r(1)	Объем выборки (n)							α,%	r(1)	Объем выборки (n)						
		6	10	20	30	50	70	100			6	10	20	30	50	70	100
Cs=0									Cs=1.5								
1	0	0.95	0.73	0.51	0.43	0.36	0.34	0.3	1	0	0.96	0.84	0.7	0.66	0.6	0.58	0.54
	0.5	0.94	0.72	0.49	0.4	0.34	0.31	0.28		0.5	0.96	0.84	0.68	0.63	0.56	0.53	0.5
	0.9	0.94	0.71	0.45	0.37	0.3	0.26	0.22		0.9	0.96	0.8	0.6	0.54	0.46	0.43	0.39
5	0	0.88	0.61	0.42	0.36	0.3	0.27	0.24	5	0	0.93	0.76	0.63	0.57	0.51	0.48	0.44
	0.5	0.88	0.61	0.41	0.35	0.28	0.25	0.22		0.5	0.92	0.74	0.61	0.55	0.49	0.46	0.42
	0.9	0.87	0.59	0.35	0.28	0.22	0.2	0.17		0.9	0.89	0.67	0.74	0.41	0.36	0.33	0.3
10	0	0.82	0.55	0.37	0.31	0.26	0.24	0.21	10	0	0.89	0.71	0.58	0.82	0.46	0.42	0.4
	0.5	0.82	0.54	0.36	0.3	0.25	0.23	0.2		0.5	0.88	0.69	0.54	0.49	0.43	0.39	0.37
	0.9	0.81	0.53	0.3	0.24	0.19	0.17	0.14		0.9	0.85	0.62	0.42	0.36	0.3	0.3	0.27
Cs=0.5									*Cs*=2.0								
1	0	0.95	0.76	0.58	0.52	0.45	0.43	0.38	1	0	0.97	0.88	0.76	0.71	0.66	0.63	0.59
	0.5	0.95	0.76	0.56	0.49	0.42	0.4	0.36		0.5	0.97	0.87	0.74	0.68	0.63	0.6	0.56
	0.9	0.94	0.75	0.49	0.39	0.33	0.31	0.27		0.9	0.96	0.85	0.66	0.59	0.52	0.49	0.45
5	0	0.89	0.66	0.5	0.43	0.38	0.34	0.31	5	0	0.94	0.8	0.68	0.63	0.57	0.54	0.5
	0.5	0.89	0.65	0.47	0.41	0.35	0.34	0.29		0.5	0.94	0.79	0.66	0.61	0.54	0.51	0.47
	0.9	0.87	0.62	0.38	0.32	0.26	0.24	0.21		0.9	0.91	0.72	0.53	0.46	0.41	0.38	0.35
10	0	0.85	0.61	0.45	0.39	0.33	0.3	0.28	10	0	0.92	0.77	0.63	0.58	0.52	0.48	0.46
	0.5	0.84	0.59	0.43	0.37	0.31	0.28	0.26		0.5	0.91	0.74	0.6	0.55	0.49	0.45	0.42
	0.9	0.82	0.55	0.34	0.28	0.22	0.21	0.18		0.9	0.87	0.66	0.48	0.41	0.36	0.33	0.3
Cs=1.0									*Cs*=3.0								
1	0	0.96	0.8	0.64	0.6	0.53	0.5	0.46	1	0	0.99	0.95	0.86	0.82	0.76	0.73	0.68
	0.5	0.96	0.8	0.62	0.57	0.5	0.47	0.44		0.5	0.99	0.95	0.86	0.82	0.74	0.7	0.65
	0.9	0.95	0.77	0.53	0.46	0.38	0.36	0.33		0.9	0.99	0.94	0.83	0.75	0.64	0.61	0.57
5	0	0.91	0.71	0.56	0.5	0.45	0.41	0.38	5	0	0.98	0.89	0.79	0.73	0.67	0.63	0.59
	0.5	0.9	0.7	0.54	0.49	0.43	0.4	0.36		0.5	0.98	0.89	0.77	0.72	0.65	0.61	0.56
	0.9	0.88	0.64	0.43	0.37	0.31	0.29	0.26		0.9	0.96	0.85	0.69	0.6	0.52	0.5	0.46
10	0	0.87	0.66	0.51	0.46	0.4	0.36	0.34	10	0	0.96	0.85	0.75	0.69	0.62	0.58	0.54
	0.5	0.86	0.64	0.49	0.43	0.37	0.33	0.31		0.5	0.96	0.84	0.72	0.66	0.59	0.55	0.51
	0.9	0.84	0.58	0.38	0.32	0.27	0.25	0.22		0.9	0.92	0.78	0.61	0.53	0.46	0.44	0.41

Таблица Б.6. α%-ные критические значения статистики Диксона ($D3_1$)

α, %	$r(1)$	Объем выборки (n)							α, %	$r(1)$	Объем выборки (n)						
		6	10	20	30	50	70	100			6	10	20	30	50	70	100
Cs=0									*Cs*=1.5								
1	0	0.95	0.73	0.51	0.43	0.32	0.3	0.26	1	0	0.9	0.53	0.23	0.16	0.1	0.07	0.05
	0.5	0.95	0.72	0.49	0.4	0.3	0.28	0.25		0.5	0.9	0.57	0.26	0.17	0.11	0.08	0.06
	0.9	0.95	0.7	0.45	0.37	0.28	0.25	0.24		0.9	0.95	0.62	0.34	0.23	0.13	0.1	0.08
5	0	0.87	0.61	0.42	0.36	0.28	0.24	0.22	5	0	0.8	0.42	0.18	0.11	0.07	0.05	0.04
	0.5	0.87	0.61	0.41	0.35	0.27	0.23	0.2		0.5	0.82	0.46	0.2	0.12	0.08	0.05	0.04
	0.9	0.87	0.59	0.37	0.29	0.22	0.2	0.17		0.9	0.85	0.49	0.24	0.16	0.1	0.07	0.06
10	0	0.82	0.55	0.37	0.31	0.25	0.21	0.19	10	0	0.74	0.37	0.16	0.1	0.06	0.04	0.03
	0.5	0.82	0.55	0.36	0.3	0.24	0.2	0.18		0.5	0.75	0.38	0.16	0.1	0.06	0.04	0.03
	0.9	0.82	0.52	0.32	0.24	0.19	0.16	0.14		0.9	0.78	0.43	0.2	0.13	0.08	0.06	0.04
Cs=0.5									*Cs*=2.0								
1	0	0.92	0.67	0.42	0.33	0.24	0.22	0.19	1	0	0.88	0.47	0.17	0.09	0.045	0.03	0.02
	0.5	0.92	0.67	0.41	0.32	0.23	0.21	0.18		0.5	0.89	0.52	0.2	0.1	0.05	0.03	0.02
	0.9	0.95	0.67	0.41	0.32	0.23	0.21	0.18		0.9	0.94	0.59	0.3	0.19	0.1	0.07	0.055
5	0	0.87	0.56	0.34	0.27	0.2	0.17	0.15	5	0	0.78	0.35	0.11	0.06	0.03	0.02	0.01
	0.5	0.87	0.56	0.34	0.25	0.2	0.17	0.15		0.5	0.79	0.33	0.14	0.07	0.03	0.02	0.01
	0.9	0.87	0.56	0.33	0.24	0.17	0.15	0.13		0.9	0.84	0.47	0.2	0.12	0.065	0.04	0.03
10	0	0.8	0.51	0.3	0.23	0.18	0.15	0.13	10	0	0.69	0.29	0.1	0.05	0.025	0.015	0.01
	0.5	0.8	0.51	0.29	0.22	0.18	0.15	0.13		0.5	0.72	0.32	0.11	0.06	0.03	0.02	0.01
	0.9	0.8	0.49	0.28	0.2	0.15	0.13	0.1		0.9	0.77	0.39	0.16	0.1	0.05	0.03	0.02
Cs=1.0									*Cs*=3.0								
1	0	0.91	0.61	0.33	0.24	0.16	0.14	0.1	1	0	0.84	0.33	0.06	0.02	0.006	0.002	0.001
	0.5	0.92	0.62	0.34	0.25	0.17	0.14	0.1		0.5	0.87	0.42	0.1	0.03	0.008	0.004	0.002
	0.9	0.95	0.64	0.37	0.23	0.18	0.15	0.12		0.9	0.94	0.52	0.23	0.12	0.05	0.025	0.015
5	0	0.83	0.49	0.26	0.19	0.13	0.1	0.09	5	0	0.7	0.21	0.03	0.01	0.003	0.001	0.001
	0.5	0.84	0.52	0.27	0.19	0.13	0.1	0.09		0.5	0.73	0.27	0.05	0.015	0.004	0.002	0.001
	0.9	0.87	0.53	0.28	0.2	0.14	0.11	0.09		0.9	0.81	0.4	0.14	0.07	0.02	0.01	0.006
10	0	0.77	0.44	0.23	0.16	0.11	0.09	0.08	10	0	0.59	0.15	0.02	0.008	0.002	0.001	0
	0.5	0.78	0.44	0.23	0.16	0.11	0.09	0.08		0.5	0.63	0.2	0.03	0.01	0.003	0.001	0
	0.9	0.8	0.46	0.24	0.16	0.11	0.09	0.08		0.9	0.73	0.31	0.1	0.05	0.015	0.007	0.003

Таблица Б.7. α%-ные критические значения статистики Диксона ($D4_N$)

α, %	$r(1)$	Объем выборки (n)							α, %	$r(1)$	Объем выборки (n)						
		6	10	20	30	50	70	100			6	10	20	30	50	70	100
Cs=0									*Cs*=1.5								
1	0	0.997	0.79	0.54	0.46	0.39	0.36	0.31	1	0	0.998	0.87	0.72	0.66	0.61	0.58	0.54
	0.5	0.996	0.79	0.52	0.44	0.36	0.32	0.28		0.5	0.998	0.86	0.7	0.63	0.57	0.54	0.5
	0.9	0.995	0.77	0.48	0.4	0.3	0.26	0.23		0.9	0.996	0.83	0.6	0.53	0.46	0.43	0.38
5	0	0.98	0.68	0.45	0.38	0.32	0.28	0.25	5	0	0.98	0.79	0.65	0.58	0.52	0.48	0.45
	0.5	0.98	0.68	0.44	0.37	0.3	0.26	0.23		0.5	0.98	0.78	0.61	0.55	0.49	0.46	0.42
	0.9	0.97	0.65	0.38	0.29	0.22	0.21	0.18		0.9	0.98	0.72	0.5	0.43	0.37	0.35	0.31
10	0	0.96	0.62	0.4	0.33	0.28	0.25	0.22	10	0	0.97	0.75	0.58	0.52	0.46	0.43	0.4
	0.5	0.96	0.61	0.39	0.32	0.26	0.23	0.2		0.5	0.97	0.73	0.56	0.5	0.44	0.41	0.37
	0.9	0.95	0.58	0.33	0.26	0.2	0.18	0.15		0.9	0.96	0.65	0.44	0.38	0.33	0.3	0.27
Cs=0.5									*Cs*=2.0								
1	0	0.997	0.82	0.6	0.54	0.47	0.44	0.39	1	0	0.998	0.9	0.76	0.71	0.66	0.63	0.59
	0.5	0.997	0.82	0.58	0.52	0.44	0.41	0.37		0.5	0.998	0.89	0.75	0.69	0.63	0.6	0.56
	0.9	0.995	0.79	0.51	0.44	0.35	0.32	0.27		0.9	0.997	0.88	0.67	0.6	0.51	0.49	0.45
5	0	0.98	0.72	0.53	0.45	0.39	0.35	0.32	5	0	0.988	0.83	0.7	0.63	0.57	0.54	0.5
	0.5	0.98	0.71	0.5	0.43	0.37	0.33	0.3		0.5	0.988	0.82	0.67	0.6	0.54	0.51	0.47
	0.9	0.97	0.67	0.41	0.33	0.27	0.25	0.22		0.9	0.98	0.76	0.54	0.47	0.41	0.38	0.35
10	0	0.96	0.67	0.46	0.4	0.34	0.31	0.28	10	0	0.98	0.79	0.64	0.58	0.52	0.49	0.46
	0.5	0.96	0.65	0.44	0.38	0.32	0.29	0.26		0.5	0.98	0.77	0.61	0.55	0.49	0.45	0.42
	0.9	0.95	0.6	0.36	0.29	0.23	0.21	0.19		0.9	0.96	0.7	0.48	0.42	0.36	0.33	0.31
Cs=1.0									*Cs*=3.0								
1	0	0.998	0.85	0.67	0.6	0.54	0.51	0.47	1	0	0.999	0.94	0.85	0.81	0.76	0.73	0.68
	0.5	0.997	0.84	0.64	0.58	0.5	0.48	0.44		0.5	0.999	0.94	0.85	0.81	0.74	0.7	0.65
	0.9	0.995	0.81	0.55	0.48	0.4	0.37	0.33		0.9	0.999	0.94	0.83	0.77	0.67	0.62	0.57
5	0	0.98	0.76	0.59	0.52	0.46	0.42	0.39	5	0	0.994	0.9	0.8	0.73	0.67	0.63	0.59
	0.5	0.98	0.75	0.56	0.49	0.43	0.39	0.36		0.5	0.994	0.9	0.78	0.71	0.65	0.61	0.57
	0.9	0.98	0.7	0.46	0.39	0.33	0.3	0.27		0.9	0.988	0.87	0.7	0.6	0.52	0.5	0.46
10	0	0.97	0.71	0.53	0.47	0.41	0.37	0.35	10	0	0.986	0.86	0.75	0.69	0.62	0.58	0.54
	0.5	0.96	0.69	0.5	0.44	0.38	0.34	0.32		0.5	0.986	0.85	0.72	0.66	0.6	0.56	0.52
	0.9	0.95	0.63	0.39	0.33	0.28	0.26	0.23		0.9	0.98	0.8	0.61	0.53	0.47	0.44	0.41

Таблица Б.8. α%-ные критические значения статистики Диксона ($D4_1$)

α, %	$r(1)$	Объем выборки (n)							α, %	$r(1)$	Объем выборки (n)						
		6	10	20	30	50	70	100			6	10	20	30	50	70	100
Cs=0									*Cs*=1.5								
1	0	0.997	0.79	0.54	0.46	0.35	0.31	0.27	1	0	0.996	0.65	0.29	0.18	0.1	0.08	0.05
	0.5	0.996	0.78	0.52	0.44	0.34	0.3	0.26		0.5	0.996	0.68	0.3	0.19	0.11	0.09	0.06
	0.9	0.994	0.74	0.47	0.39	0.29	0.27	0.24		0.9	0.992	0.69	0.37	0.25	0.14	0.11	0.08
5	0	0.98	0.68	0.45	0.38	0.3	0.26	0.23	5	0	0.97	0.53	0.21	0.14	0.09	0.06	0.04
	0.5	0.98	0.68	0.44	0.35	0.28	0.24	0.21		0.5	0.97	0.54	0.23	0.15	0.1	0.06	0.04
	0.9	0.98	0.64	0.4	0.3	0.22	0.2	0.18		0.9	0.97	0.56	0.27	0.17	0.11	0.08	0.06
10	0	0.96	0.62	0.4	0.33	0.26	0.22	0.2	10	0	0.94	0.44	0.18	0.12	0.08	0.05	0.08
	0.5	0.96	0.62	0.39	0.31	0.25	0.21	0.19		0.5	0.94	0.46	0.19	0.13	0.09	0.06	0.04
	0.9	0.96	0.53	0.34	0.25	0.2	0.17	0.15		0.9	0.95	0.49	0.23	0.14	0.1	0.07	0.05
Cs=0.5									*Cs*=2.0								
1	0	0.996	0.75	0.47	0.35	0.27	0.23	0.19	1	0	0.995	0.59	0.21	0.11	0.05	0.03	0.02
	0.5	0.996	0.75	0.46	0.35	0.27	0.23	0.19		0.5	0.995	0.64	0.22	0.12	0.06	0.04	0.02
	0.9	0.993	0.72	0.44	0.34	0.24	0.21	0.18		0.9	0.992	0.64	0.32	0.2	0.11	0.08	0.06
5	0	0.98	0.64	0.38	0.3	0.22	0.18	0.16	5	0	0.96	0.45	0.14	0.075	0.035	0.02	0.015
	0.5	0.98	0.64	0.38	0.28	0.21	0.17	0.15		0.5	0.96	0.48	0.16	0.08	0.04	0.025	0.015
	0.9	0.97	0.62	0.36	0.26	0.18	0.16	0.14		0.9	0.97	0.53	0.23	0.13	0.07	0.045	0.03
10	0	0.95	0.58	0.34	0.25	0.2	0.16	0.14	10	0	0.93	0.37	0.11	0.06	0.03	0.02	0.01
	0.5	0.95	0.58	0.32	0.24	0.19	0.15	0.13		0.5	0.93	0.4	0.13	0.065	0.03	0.02	0.01
	0.9	0.95	0.55	0.3	0.22	0.16	0.13	0.11		0.9	0.94	0.46	0.18	0.11	0.055	0.035	0.02
Cs=1.0									*Cs*=3.0								
1	0	0.996	0.7	0.38	0.26	0.18	0.15	0.11	1	0	0.993	0.48	0.09	0.025	0.008	0.03	0.001
	0.5	0.996	0.7	0.38	0.26	0.18	0.15	0.11		0.5	0.994	0.55	0.11	0.035	0.01	0.005	0.002
	0.9	0.998	0.7	0.4	0.3	0.2	0.17	0.14		0.9	0.997	0.58	0.22	0.12	0.055	0.03	0.02
5	0	0.97	0.6	0.3	0.2	0.14	0.11	0.09	5	0	0.94	0.3	0.04	0.015	0.004	0.001	0.001
	0.5	0.97	0.6	0.3	0.2	0.14	0.11	0.09		0.5	0.95	0.36	0.06	0.02	0.006	0.002	0.001
	0.9	0.97	0.6	0.32	0.22	0.14	0.11	0.09		0.9	0.97	0.47	0.16	0.08	0.03	0.015	0.006
10	0	0.95	0.52	0.26	0.18	0.13	0.1	0.08	10	0	0.9	0.23	0.03	0.01	0.002	0.001	0
	0.5	0.95	0.52	0.26	0.18	0.13	0.1	0.08		0.5	0.91	0.28	0.04	0.01	0.004	0.001	0.001
	0.9	0.95	0.52	0.27	0.18	0.13	0.1	0.08		0.9	0.93	0.39	0.12	0.055	0.02	0.008	0.003

Таблица Б.9. α%-ные критические значения статистики Диксона ($D5_N$)

α, %	$r(1)$	Объем выборки (n)							α, %	$r(1)$	Объем выборки (n)						
		6	10	20	30	50	70	100			6	10	20	30	50	70	100
Cs=0									*Cs*=1.5								
1	0	0.84	0.63	0.46	0.4	0.35	0.32	0.28	1	0	0.93	0.8	0.69	0.64	0.6	0.57	0.52
	0.5	0.84	0.63	0.46	0.4	0.32	0.3	0.26		0.5	0.92	0.79	0.67	0.6	0.56	0.53	0.49
	0.9	0.84	0.63	0.42	0.35	0.26	0.24	0.21		0.9	0.89	0.78	0.58	0.52	0.46	0.42	0.38
5	0	0.74	0.53	0.38	0.32	0.28	0.25	0.23	5	0	0.86	0.72	0.61	0.56	0.51	0.48	0.44
	0.5	0.74	0.53	0.37	0.31	0.27	0.24	0.22		0.5	0.85	0.7	0.58	0.54	0.48	0.46	0.42
	0.9	0.73	0.52	0.32	0.26	0.21	0.19	0.16		0.9	0.8	0.64	0.46	0.41	0.36	0.34	0.31
10	0	0.67	0.47	0.33	0.28	0.24	0.22	0.2	10	0	0.82	0.67	0.56	0.51	0.45	0.42	0.4
	0.5	0.66	0.46	0.32	0.27	0.23	0.21	0.18		0.5	0.8	0.65	0.53	0.48	0.43	0.4	0.37
	0.9	0.66	0.45	0.28	0.23	0.18	0.16	0.14		0.9	0.74	0.57	0.4	0.35	0.31	0.29	0.26
Cs=0.5									*Cs*=2.0								
1	0	0.88	0.69	0.54	0.49	0.44	0.41	0.37	1	0	0.96	0.86	0.75	0.71	0.66	0.63	0.58
	0.5	0.88	0.69	0.53	0.47	0.41	0.38	0.34		0.5	0.95	0.85	0.74	0.69	0.63	0.6	0.55
	0.9	0.85	0.67	0.46	0.39	0.32	0.3	0.26		0.9	0.91	0.83	0.66	0.59	0.51	0.48	0.44
5	0	0.79	0.59	0.45	0.41	0.36	0.33	0.3	5	0	0.9	0.78	0.68	0.62	0.57	0.54	0.5
	0.5	0.78	0.58	0.44	0.4	0.35	0.32	0.29		0.5	0.89	0.77	0.66	0.6	0.55	0.52	0.47
	0.9	0.75	0.56	0.36	0.3	0.25	0.23	0.21		0.9	0.84	0.7	0.53	0.48	0.42	0.4	0.36
10	0	0.7	0.54	0.52	0.37	0.32	0.29	0.27	10	0	0.86	0.74	0.63	0.57	0.51	0.48	0.45
	0.5	0.69	0.52	0.39	0.35	0.3	0.27	0.25		0.5	0.85	0.71	0.6	0.55	0.49	0.46	0.42
	0.9	0.68	0.49	0.32	0.26	0.22	0.2	0.17		0.9	0.78	0.63	0.47	0.41	0.36	0.33	0.31
Cs=1.0									*Cs*=3.0								
1	0	0.9	0.75	0.62	0.58	0.53	0.5	0.45	1	0	0.99	0.93	0.85	0.81	0.76	0.73	0.68
	0.5	0.89	0.74	0.6	0.55	0.49	0.46	0.42		0.5	0.99	0.93	0.85	0.81	0.74	0.7	0.65
	0.9	0.86	0.72	0.52	0.45	0.38	0.36	0.31		0.9	0.98	0.92	0.83	0.77	0.68	0.62	0.56
5	0	0.82	0.65	0.54	0.49	0.44	0.41	0.38	5	0	0.97	0.88	0.79	0.73	0.67	0.63	0.59
	0.5	0.81	0.64	0.52	0.47	0.41	0.39	0.35		0.5	0.96	0.87	0.77	0.71	0.65	0.61	0.57
	0.9	0.77	0.59	0.41	0.35	0.3	0.28	0.26		0.9	0.93	0.84	0.69	0.6	0.52	0.5	0.46
10	0	0.77	0.61	0.49	0.44	0.39	0.36	0.34	10	0	0.94	0.85	0.74	0.69	0.62	0.58	0.54
	0.5	0.75	0.58	0.46	0.41	0.36	0.33	0.31		0.5	0.93	0.84	0.72	0.67	0.6	0.56	0.52
	0.9	0.71	0.53	0.36	0.31	0.26	0.25	0.22		0.9	0.87	0.77	0.6	0.52	0.46	0.44	0.41

Таблица Б.10. α%-ные критические значения статистики Диксона ($D4_1$)

α, %	$r(1)$	Объем выборки (n)							α, %	$r(1)$	Объем выборки (n)						
		6	10	20	30	50	70	100			6	10	20	30	50	70	100
Cs=0									*Cs*=1.5								
1	0	0.84	0.63	0.46	0.1	0.32	0.28	0.24	1	0	0.72	0.43	0.2	0.14	0.08	0.06	0.04
	0.5	0.84	0.63	0.45	0.38	0.31	0.27	0.24		0.5	0.8	0.46	0.22	0.15	0.09	0.07	0.05
	0.9	0.84	0.63	0.43	0.35	0.28	0.24	0.23		0.9	0.8	0.55	0.31	0.2	0.12	0.1	0.03
5	0	0.74	0.53	0.37	0.32	0.26	0.23	0.2	5	0	0.59	0.31	0.14	0.1	0.06	0.04	0.03
	0.5	0.74	0.53	0.37	0.3	0.25	0.22	0.19		0.5	0.64	0.35	0.16	0.11	0.06	0.05	0.03
	0.9	0.74	0.51	0.34	0.26	0.2	0.18	0.16		0.9	0.69	0.42	0.21	0.14	0.08	0.06	0.05
10	0	0.67	0.47	0.33	0.28	0.23	0.2	0.18	10	0	0.5	0.26	0.12	0.08	0.05	0.04	0.03
	0.5	0.67	0.47	0.32	0.27	0.22	0.19	0.17		0.5	0.55	0.29	0.13	0.09	0.05	0.04	0.03
	0.9	0.67	0.45	0.29	0.23	0.18	0.16	0.14		0.9	0.62	0.35	0.18	0.11	0.07	0.05	0.04
Cs=0.5									*Cs*=2.0								
1	0	0.89	0.55	0.38	0.31	0.22	0.19	0.17	1	0	0.68	0.36	0.13	0.07	0.04	0.02	0.015
	0.5	0.83	0.58	0.38	0.31	0.22	0.19	0.17		0.5	0.76	0.4	0.15	0.09	0.04	0.03	0.03
	0.9	0.83	0.6	0.39	0.31	0.22	0.19	0.17		0.9	0.79	0.51	0.27	0.17	0.08	0.06	0.05
5	0	0.68	0.45	0.3	0.23	0.13	0.16	0.14	5	0	0.54	0.24	0.09	0.05	0.025	0.015	0.01
	0.5	0.72	0.45	0.3	0.23	0.18	0.16	0.14		0.5	0.54	0.29	0.11	0.06	0.03	0.02	0.01
	0.9	0.73	0.45	0.29	0.22	0.16	0.14	0.12		0.9	0.66	0.33	0.17	0.1	0.06	0.04	0.03
10	0	0.62	0.4	0.26	0.21	0.16	0.14	0.12	10	0	0.44	0.19	0.07	0.04	0.02	0.01	0.008
	0.5	0.64	0.4	0.25	0.2	0.15	0.13	0.11		0.5	0.44	0.23	0.08	0.045	0.02	0.015	0.009
	0.9	0.66	0.4	0.25	0.18	0.14	0.12	0.1		0.9	0.58	0.31	0.14	0.085	0.045	0.03	0.02
Cs=1.0									*Cs*=3.0								
1	0	0.76	0.49	0.28	0.22	0.14	0.11	0.1	1	0	0.58	0.22	0.04	0.01	0.004	0.002	0.001
	0.5	0.82	0.52	0.29	0.23	0.15	0.12	0.1		0.5	0.69	0.29	0.07	0.025	0.006	0.004	0.001
	0.9	0.82	0.57	0.35	0.25	0.17	0.15	0.12		0.9	0.75	0.44	0.2	0.1	0.045	0.02	0.015
5	0	0.64	0.39	0.22	0.16	0.12	0.09	0.08	5	0	0.41	0.12	0.02	0.008	0.002	0.001	0
	0.5	0.68	0.41	0.23	0.16	0.12	0.09	0.08		0.5	0.48	0.18	0.035	0.01	0.004	0.001	0.001
	0.9	0.71	0.45	0.26	0.18	0.13	0.1	0.08		0.9	0.6	0.31	0.11	0.055	0.02	0.01	0.005
10	0	0.57	0.33	0.19	0.14	0.1	0.08	0.07	10	0	0.32	0.09	0.015	0.005	0.001	0.001	0
	0.5	0.6	0.35	0.19	0.14	0.1	0.08	0.07		0.5	0.4	0.13	0.025	0.007	0.002	0.001	0
	0.9	0.64	0.38	0.22	0.15	0.1	0.08	0.07		0.9	0.52	0.23	0.09	0.04	0.01	0.006	0.003

Таблица Б.11. α%-ные критические значения статистики Смирнова-Грабса (G_N)

α, %	$r(1)$	Объем выборки (n)							α, %	$r(1)$	Объем выборки (n)						
		6	10	20	30	50	70	100			6	10	20	30	50	70	100
Cs=0									*Cs*=1.5								
1	0	1.95	2.43	2.94	3.17	3.38	3.52	3.54	1	0	2.02	2.71	3.73	4.29	5.06	5.54	5.86
	0.5	1.94	2.39	2.84	3.11	3.35	3.5	3.51		0.5	2.02	2.68	3.58	4.19	4.9	5.4	5.76
	0.9	1.92	2.3	2.67	2.86	3.08	3.1	3.18		0.9	1.98	2.57	3.25	3.7	4.18	4.54	4.7
5	0	1.84	2.17	2.6	2.79	3	3.1	3.21	5	0	1.97	2.57	3.42	3.87	4.43	4.81	5.06
	0.5	1.83	2.15	2.52	2.74	2.93	3.02	3.15		0.5	1.96	2.53	3.3	3.74	4.28	4.7	4.94
	0.9	1.8	2.1	2.37	2.51	2.67	2.79	2.9		0.9	1.89	2.38	2.86	3.15	3.57	3.92	4.17
10	0	1.75	2.04	2.44	2.6	2.851	2.91	3.02	10	0	1.92	2.47	3.23	3.66	4.14	4.46	4.77
	0.5	1.73	2.03	2.36	2.54	2.78	2.88	2.97		0.5	1.9	2.4	3.11	3.52	4	4.32	4.6
	0.9	1.7	1.99	2.22	2.34	2.52	2.62	2.72		0.9	1.8	2.22	2.66	2.96	3.35	3.59	3.87
Cs=0.5									*Cs*=2.0								
1	0	1.98	2.54	3.26	3.6	3.97	4.26	4.33	1	0	2.03	2.76	3.91	4.57	5.49	6.08	6.51
	0.5	1.98	2.5	3.17	3.52	3.9	4.21	4.3		0.5	2.03	2.75	3.85	4.48	5.31	5.97	6.39
	0.9	1.93	2.47	2.88	3.12	3.44	3.67	3.71		0.9	1.99	2.65	3.44	4.04	4.62	5.01	5.24
5	0	1.89	2.32	2.89	3.18	3.52	3.69	3.85	5	0	2	2.65	3.62	4.14	4.86	5.3	5.62
	0.5	1.88	2.29	2.8	3.1	3.43	3.61	3.74		0.5	1.99	2.62	3.51	4.04	4.67	5.14	5.5
	0.9	1.82	2.22	2.53	2.71	2.97	3.12	3.32		0.9	1.92	2.48	3.06	3.42	3.92	4.3	4.58
10	0	1.81	2.19	2.7	2.99	3.28	3.46	3.62	10	0	1.96	2.57	3.44	3.92	4.49	4.91	5.28
	0.5	1.79	2.16	2.64	2.88	3.2	3.39	3.52		0.5	1.95	2.52	3.33	3.79	4.35	4.79	5.08
	0.9	1.73	2.06	2.35	2.54	2.78	2.94	3.09		0.9	1.85	2.33	2.85	3.17	3.66	3.94	4.26
Cs=1.0									*Cs*=3.0								
1	0	2	2.64	3.53	3.96	4.59	4.96	5.16	1	0	2.04	2.82	4.1	4.93	6.06	6.88	7.63
	0.5	2	2.59	3.42	3.87	4.42	4.83	5.04		0.5	2.04	2.82	4.04	4.87	5.94	6.68	7.47
	0.9	1.96	2.52	3.06	3.36	3.72	4.1	4.18		0.9	2.03	2.8	3.94	4.51	5.23	5.95	6.37
5	0	1.93	2.46	3.18	3.54	4	4.24	4.47	5	0	2.03	2.77	3.91	4.59	5.51	6.11	6.63
	0.5	1.92	2.43	3.05	3.45	3.93	4.19	4.36		0.5	2.03	2.75	3.84	4.51	5.34	6	6.41
	0.9	1.85	2.29	2.68	2.92	3.25	3.5	3.74		0.9	2	2.67	3.56	4	4.61	5.1	5.5
10	0	1.87	2.34	2.98	3.34	3.74	3.98	4.22	10	0	2.01	2.72	3.76	4.38	5.15	5.67	6.23
	0.5	1.85	2.29	2.88	3.2	3.61	3.84	4.08		0.5	2.01	2.68	3.68	4.28	5.02	5.56	5.95
	0.9	1.77	2.13	2.49	2.74	3.05	3.26	3.47		0.9	1.94	2.54	3.3	3.69	4.25	4.7	5.12

Таблица Б.12. α%-ные критические значения статистики Смирнова-Грабса (G_1)

α, %	$r(1)$	Объем выборки (n)							α, %	$r(1)$	Объем выборки (n)						
		6	10	20	30	50	70	100			6	10	20	30	50	70	100
Cs=0									*Cs*=1.5								
1	0	1.95	2.43	2.94	3.17	3.38	3.52	3.54	1	0	1.78	1.91	1.82	1.73	1.66	1.6	1.56
	0.5	1.94	2.39	2.84	3.11	3.35	3.5	3.51		0.5	1.83	1.93	1.87	1.81	1.7	1.66	1.61
	0.9	1.92	2.3	2.67	2.86	3.08	3.1	3.18		0.9	1.89	2.11	2.26	2.22	2.1	2.01	2
5	0	1.84	2.17	2.6	2.79	3	3.1	3.21	5	0	1.56	1.61	1.6	1.57	1.53	1.5	1.48
	0.5	1.83	2.15	2.52	2.74	2.93	3.02	3.15		0.5	1.62	1.69	1.68	1.62	1.58	1.54	1.51
	0.9	1.8	2.1	2.37	2.51	2.67	2.79	2.9		0.9	1.71	1.86	1.94	1.87	1.84	1.81	1.79
10	0	1.75	2.04	2.44	2.6	2.851	2.91	3.02	10	0	1.45	1.51	1.5	1.48	1.46	1.44	1.44
	0.5	1.73	2.03	2.36	2.54	2.78	2.88	2.97		0.5	1.52	1.57	1.56	1.53	1.51	1.48	1.47
	0.9	1.7	1.99	2.22	2.34	2.52	2.62	2.72		0.9	1.6	1.72	1.79	1.75	1.71	1.7	1.69
Cs=0.5									*Cs*=2.0								
1	0	1.88	2.27	2.5	2.51	2.53	2.55	2.57	1	0	1.7	1.71	1.53	1.44	1.35	1.28	1.24
	0.5	1.9	2.28	2.53	2.6	2.63	2.64	2.65		0.5	1.78	1.77	1.62	1.53	1.43	1.35	1.31
	0.9	1.93	2.29	2.56	2.64	2.72	2.74	2.86		0.9	1.88	2.04	2.1	1.97	1.84	1.73	1.71
5	0	1.74	2	2.22	2.28	2.36	2.39	2.42	5	0	1.46	1.46	1.35	1.3	1.25	1.2	1.17
	0.5	1.76	2.02	2.24	2.3	2.38	2.41	2.44		0.5	1.54	1.54	1.44	1.36	1.29	1.25	1.22
	0.9	1.78	2.04	2.26	2.32	2.4	2.44	2.48		0.9	1.66	1.79	1.78	1.69	1.61	1.56	1.52
10	0	1.66	1.88	2.09	2.17	2.27	2.29	2.32	10	0	1.34	1.34	1.27	1.23	1.18	1.15	1.15
	0.5	1.65	1.87	2.07	2.16	2.26	2.28	2.31		0.5	1.43	1.43	1.35	1.29	1.23	1.2	1.17
	0.9	1.64	1.86	2.06	2.15	2.25	2.27	2.3		0.9	1.55	1.63	1.63	1.59	1.5	1.46	1.43
Cs=1.0									*Cs*=3.0								
1	0	1.83	2.09	2.12	2.12	2.05	2.03	2.01	1	0	1.53	1.38	1.12	1.04	0.97	0.92	0.87
	0.5	1.87	2.1	2.17	2.13	2.11	2.11	2.04		0.5	1.65	1.52	1.28	1.15	1.04	0.96	0.92
	0.9	1.92	2.22	2.4	2.4	2.4	2.4	2.4		0.9	1.83	1.87	1.84	1.64	1.46	1.35	1.31
5	0	1.66	1.8	1.91	1.91	1.91	1.91	1.91	5	0	1.26	1.17	1.02	0.94	0.89	0.85	0.82
	0.5	1.7	1.86	1.93	1.93	1.93	1.93	1.93		0.5	1.38	1.28	1.1	1.03	0.94	0.89	0.85
	0.9	1.74	1.94	2.09	2.09	2.1	2.1	2.13		0.9	1.76	1.63	1.52	1.41	1.28	1.21	1.12
10	0	1.56	1.7	1.78	1.8	1.83	1.83	1.83	10	0	1.15	1.08	0.95	0.89	0.84	0.81	0.8
	0.5	1.6	1.72	1.82	1.83	1.85	1.85	1.85		0.5	1.25	1.18	1.02	0.95	0.88	0.85	0.82
	0.9	1.65	1.81	1.95	1.95	1.96	1.98	1.99		0.9	1.5	1.46	1.38	1.3	1.17	1.1	1.04

Таблица Б.13. Критические значения статистики Фишера (F^*) в зависимости от уровня значимости α(%), коэффициентов внутрирядной ($r(1)$) и межрядной корреляции (R) при равных объемах двух выборок ($n_x = n_y$)

R	$r(1)$	α%												
		0.1	0.5	1	2.5	5	10	15	25	35	40	45	47.5	50
$n_x = n_y = 10$														
0.0	0.7	18.6	11.0	8.11	6.19	4.58	3.22	2.59	1.83	1.41	1.26	1.12	1.06	1.00
	0.6	14.4	9.51	7.54	5.63	4.20	2.98	2.42	1.77	1.38	1.25	1.12	1.06	1.00
	0.5	12.6	8.58	6.97	5.16	3.89	2.79	2.29	1.71	1.36	1.24	1.11	1.06	1.00
	0.4	11.7	7.92	6.42	4.79	3.68	2.66	2.20	1.67	1.34	1.23	1.10	1.06	1.00
	0.3	11.1	7.42	6.08	4.52	3.51	2.57	2.15	1.63	1.33	1.22	1.10	1.05	1.00
	0.2	10.5	7.07	5.77	4.32	3.34	2.51	2.08	1.60	1.31	1.21	1.10	1.04	1.00
	0.1	10.2	6.78	5.51	4.16	3.24	2.46	2.04	1.58	1.30	1.20	1.10	1.04	1.00
	0.0	10.1	6.54	5.35	4.03	3.18	2.44	2.02	1.57	1.30	1.19	1.10	1.03	1.00
0.95	0.0	2.47	2.01	1.84	1.63	1.48	1.33	1.25	1.15	1.09	1.03	1.00	1.00	1.00
0.9		3.47	2.67	2.32	1.98	1.70	1.48	1.37	1.22	1.13	1.07	1.02	1.00	1.00
0.8		4.89	3.60	3.11	2.49	2.10	1.73	1.56	1.32	1.18	1.12	1.05	1.00	1.00
0.7		6.21	4.41	8.76	2.93	2.42	1.92	1.69	1.39	1.22	1.15	1.08	1.00	1.00
0.6		7.28	5.08	4.32	3.30	2.69	2.07	1.79	1.45	1.25	1.17	1.08	1.01	1.00
0.5		8.20	5.62	4.73	3.58	2.88	2.20	1.86	1.49	1.27	1.18	1.09	1.01	1.00
0.4		8.97	6.06	5.03	3.80	3.02	2.28	1.93	1.52	1.28	1.18	1.09	1.02	1.00
0.3		9.51	8.32	5.24	3.94	3.12	2.37	1.99	1.55	1.29	1.18	1.10	1.02	1.00
0.2		10.0	6.54	5.35	4.03	3.18	2.44	2.02	1.57	1.30	1.19	1.10	1.03	1.00
$n_x = n_y = 25$														
0.0	0.7	7.17	5.18	4.39	3.44	2.86	2.22	1.92	1.70	1.88	1.20	1.06	1.02	1.00
	0.6	5.82	4.42	3.80	3.00	2.53	2.04	1.79	1.52	1.24	1.18	1.06	1.02	1.00
	0.5	4.99	3.85	3.39	2.73	2.31	1.90	1.69	1.42	1.22	1.16	1.05	1.02	1.00
	0.4	4.55	3.54	3.11	2.53	2.16	1.80	1.60	1.36	1.19	1.14	1.05	1.02	1.00
	0.3	4.24	3.28	2.90	2.40	2.08	1.75	1.55	1.34	1.17	1.12	1.05	1.02	1.00
	0.2	4.04	3.12	2.76	2.34	2.03	1.72	1.54	1.33	1.17	1.12	1.05	1.02	1.00
	0.1	3.88	3.02	2.68	2.29	2.00	1.71	1.53	1.32	1.17	1.11	1.05	1.02	1.00
	0.0	3.74	2.97	2.66	2.27	1.98	1.70	1.53	1.32	1.17	1.11	1.05	1.02	1.00
0.2	0.0	3.42	2.84	2.60	2.22	1.95	1.67	1.52	1.32	1.17	1.10	1.05	1.02	1.00
0.3		3.33	2.78	2.54	2.18	1.92	1.64	1.50	1.30	1.16	1.10	1.05	1.02	1.00
0.4		3.22	2.70	2.46	2.12	1.87	1.61	1.47	1.28	1.15	1.10	1.05	1.02	1.00
0.5		3.07	2.58	2.34	2.04	1.80	1.57	1.43	1.26	1.14	1.09	1.04	1.02	1.00
0.6		2.87	2.44	2.21	1.93	1.72	1.51	1.39	1.24	1.13	1.08	1.04	1.02	1.00
0.7		2.61	2.23	2.03	1.80	1.63	1.44	1.33	1.22	1.11	1.06	1.03	1.02	1.00
0.8		2.28	1.95	1.82	1.63	1.49	1.36	1.27	1.17	1.09	1.05	1.03	1.02	1.00
0.9		1.83	1.61	1.55	1.42	1.33	1.25	1.18	1.12	1.06	1.03	1.02	1.01	1.00
0.95		1.54	1.41	1.37	1.29	1.22	1.18	1.13	1.09	1.05	1.02	1.01	1.00	1.00
$n_x = n_y = 50$														
0.0	0.7	4.07	3.31	2.98	2.49	2.16	1.82	1.64	1.40	1.22	1.15	1.07	1.02	1.00
	0.6	2.52	2.90	2.65	2.26	1.97	1.69	1.55	1.34	1.18	1.13	1.06	1.02	1.00
	0.5	3.15	2.62	2.40	2.08	1.82	1.58	1.48	1.30	1.15	1.11	1.05	1.01	1.00
	0.4	2.88	2.42	2.23	1.94	1.72	1.51	1.42	1.25	1.13	1.10	1.04	1.01	1.00
	0.3	2.68	2.27	2.10	1.83	1.65	1.48	1.38	1.22	1.12	1.09	1.04	1.01	1.00
	0.2	2.58	2.19	2.02	1.79	1.63	1.47	1.37	1.21	1.12	1.09	1.04	1.01	1.00
	0.1	2.52	2.15	1.99	1.79	1.62	1.47	1.37	1.21	1.12	1.09	1.04	1.01	1.00
	0.0	2.51	2.15	1.99	1.79	1.62	1.47	1.37	1.21	1.12	1.09	1.04	1.01	1.00

R	$r(1)$	α%												
		0.1	0.5	1	2.5	5	10	15	25	35	40	45	47.5	50
0.2	0.0	2.51	2.15	1.99	1.79	1.62	1.47	1.37	1.21	1.12	1.09	1.04	1.01	1.00
0.3		2.46	2.10	1.94	1.76	1.60	1.46	1.36	1.21	1.12	1.09	1.04	1.01	1.00
0.4		2.39	2.05	1.88	1.72	1.57	1.44	1.34	1.20	1.11	1.09	1.04	1.01	1.00
0.5		2.3	1.96	1.81	1.67	1.53	1.41	1.32	1.19	1.11	1.09	1.04	1.01	1.00
0.6		2.17	1.85	1.73	1.60	1.48	1.36	1.30	1.18	1.10	1.08	1.04	1.00	1.00
0.7		2.01	1.72	1.63	1.52	1.42	1.32	1.26	1.16	1.08	1.06	1.02	1.00	1.00
0.8		1.80	1.58	1.52	1.42	1.33	1.25	1.2	1.13	1.06	1.04	1.01	1.00	1.00
0.9		1.54	1.39	1.35	1.28	1.23	1.18	1.14	1.09	1.05	1.03	1.00	1.00	1.00
0.95		1.32	1.27	1.24	1.20	1.16	1.13	1.10	1.07	1.04	1.03	1.00	1.00	1.00
$n_x = n_y = 100$														
0.0	0.7	3.02	2.49	2.28	1.93	1.72	1.52	1.40	1.24	1.13	1.10	1.03	1.00	1.00
	0.6	2.66	2.20	2.03	1.76	1.59	1.44	1.36	1.23	1.12	1.09	1.02	1.00	1.00
	0.5	2.40	2.00	1.85	1.64	1.51	1.39	1.31	1.21	1.11	1.09	1.02	1.00	1.00
	0.4	2.20	1.87	1.76	1.56	1.46	1.36	1.28	1.19	1.10	1.08	1.02	1.00	1.00
	0.3	2.06	1.80	1.70	1.53	1.42	1.34	1.26	1.18	1.10	1.07	1.02	1.00	1.00
	0.2	1.98	1.76	1.67	1.52	1.41	1.33	1.25	1.17	1.10	1.06	1.02	1.00	1.00
	0.1	1.94	1.74	1.65	1.52	1.41	1.32	1.24	1.16	1.09	1.06	1.02	1.00	1.00
	0.0	1.91	1.73	1.64	1.51	1.41	1.31	1.22	1.16	1.08	1.05	1.02	1.00	1.00
0.2	0.0	1.81	1.70	1.61	1.50	1.40	1.30	1.21	1.15	1.07	1.04	1.02	1.00	1.00
0.3		1.76	1.67	1.59	1.47	1.38	1.30	1.20	1.15	1.06	1.04	1.02	1.00	1.00
0.4		1.72	1.63	1.56	1.45	1.36	1.28	1.19	1.14	1.06	1.03	1.02	1.00	1.00
0.5		1.66	1.58	1.52	1.42	1.34	1.26	1.18	1.12	1.05	1.03	1.02	1.00	1.00
0.6		1.60	1.52	1.47	1.38	1.32	1.24	1.17	1.11	1.05	1.02	1.02	1.00	1.00
0.7		1.53	1.46	1.40	1.32	1.27	1.22	1.15	1.10	1.04	1.02	1.01	1.00	1.00
0.8		1.43	1.37	1.32	1.26	1.21	1.17	1.13	1.08	1.03	1.02	1.01	1.00	1.00
0.9		1.29	1.24	1.22	1.17	1.14	1.11	1.09	1.05	1.02	1.02	1.01	1.00	1.00
0.95		1.20	1.18	1.17	1.12	1.10	1.08	1.06	1.03	1.02	1.01	1.00	1.00	1.00

Таблица Б.14. Зависимость коэффициента g от Cs при определении новых степеней свободы для критерия Фишера

Cs	0	0.5	1.0	1.5	2.0	2.5	3.0	3.5	4.0
G	1.0	0.82	0.62	0.45	0.30	0.24	0.17	0.14	0.10

Таблица Б.15. Критические значения статистики Стьюдента (t*) в зависимости от уровня значимости α(%), коэффициентов внутрирядной (r(1)) и межрядной корреляции (R) при равных объемах двух выборок ($n_x = n_y$)

R	$r(1)$	α%													
		0.05	0.1	0.5	1	2.5	5	10	15	20	35	40	45	47.5	49.5
$n_x=n_y=10;\ k=n_x+n_y-2=18$															
0.0	0.7	10.0	9.14	7.19	6.35	5.18	4.21	3.22	2.63	1.66	0.93	0.62	0.81	0.13	0.03
	0.6	8.25	7.57	5.74	5.25	4.31	3.51	2.73	2.18	1.38	0.79	0.52	0.26	0.12	0.02
	0.5	6.80	6.24	4.91	4.34	3.56	2.93	2.24	1.82	1.17	0.68	0.45	0.21	0.10	0.00
	0.4	5.93	5.43	4.24	3.79	3.10	2.58	1.95	1.59	1.02	0.58	0.39	0.19	0.09	0.00
	0.3	5.18	4.78	3.77	3.33	2.75	2.27	1.72	1.40	0.91	0.51	0.35	0.18	0.08	0.00
	0.2	4.65	4.33	3.38	3.02	2.47	2.07	1.56	1.26	0.82	0.47	0.32	0.16	0.05	0.00
	0.1	4.23	3.94	3.07	2.76	2.26	1.90	1.43	1.16	0.75	0.43	0.29	0.14	0.03	0.00
	0.0	3.92	3.61	2.88	2.55	2.10	1.73	1.33	1.07	0.69	0.39	0.26	0.12	0.02	0.00
0.1	0.0	3.63	3.34	2.68	2.37	1.94	1.60	1.22	0.99	0.63	0.36	0.23	0.11	0.01	0.00
0.2		3.35	3.09	2.48	2.19	1.80	1.48	1.12	0.91	0.58	0.33	0.21	0.10	0.00	0.00
0.3		3.11	2.84	2.29	2.04	1.68	1.38	1.05	0.85	0.54	0.30	0.20	0.09	0.00	0.00
0.4		2.87	2.60	2.11	1.88	1.55	1.29	0.97	0.79	0.50	0.28	0.19	0.09	0.00	0.00
0.5		2.64	2.38	1.91	1.72	1.42	1.20	0.89	0.72	0.46	0.25	0.18	0.08	0.00	0.00
0.6		2.40	2.16	1.72	1.56	1.28	1.10	0.81	0.65	0.43	0.22	0.16	0.08	0.00	0.00
0.7		2.13	1.96	1.53	1.36	1.12	0.97	0.72	0.56	0.38	0.19	0.14	0.07	0.00	0.00
0.8		1.86	1.70	1.31	1.14	0.92	0.82	0.58	0.45	0.30	0.15	0.11	0.06	0.00	0.00
0.9		1.34	1.26	0.98	0.82	0.66	0.59	0.41	0.31	0.20	0.10	0.08	0.04	0.00	0.00
0.95		1.02	0.93	0.69	0.58	0.48	0.39	0.29	0.22	0.14	0.08	0.05	0.03	0.00	0.00
$n_x=n_y=25;\ k=n_x+n_y-2=48$															
0.0	0.7	9.08	8.40	6.71	6.00	4.96	4.12	3.12	2.53	1.60	0.93	0.62	0.31	0.13	0.03
	0.6	7.48	6.90	5.55	4.90	4.15	3.38	2.64	2.06	1.37	0.79	0.52	0.26	0.11	0.02
	0.5	6.21	5.84	4.66	4.18	3.47	2.88	2.20	1.78	1.17	0.68	0.45	0.21	0.10	0.00
	0.4	5.46	5.08	4.10	3.70	3.01	2.53	1.91	1.53	1.01	0.58	0.39	0.19	0.09	0.00
	0.3	4.80	4.48	3.67	3.28	2.68	2.23	1.69	1.40	0.91	0.51	0.35	0.17	0.08	0.00
	0.2	4.28	4.01	3.27	2.89	2.42	2.03	1.53	1.27	0.81	0.47	0.31	0.15	0.06	0.00
	0.1	3.89	3.61	2.96	2.63	2.20	1.84	1.40	1.16	0.74	0.44	0.28	0.13	0.04	0.00
	0.0	3.51	3.27	2.68	2.41	2.01	1.68	1.30	1.06	0.68	0.40	0.25	0.12	0.03	0.00
0.1	0.0	3.30	3.08	2.54	2.25	1.94	1.58	1.22	0.98	0.64	0.37	0.23	0.11	0.02	0.00
0.2		3.09	2.88	2.38	2.11	1.80	1.49	1.13	0.92	0.59	0.34	0.22	0.10	0.01	0.00
0.3		2.87	2.70	2.22	1.97	1.67	1.39	1.06	0.86	0.59	0.32	0.20	0.09	0.00	0.00
0.4		2.66	2.49	2.06	1.83	1.53	1.29	0.98	0.80	0.52	0.29	0.19	0.09	0.00	0.00
0.5		2.43	2.27	1.87	1.68	1.42	1.18	0.91	0.74	0.49	0.28	0.18	0.08	0.00	0.00
0.6		2.18	2.04	1.68	1.52	1.28	1.06	0.83	0.67	0.44	0.25	0.17	0.07	0.00	0.00
0.7		1.92	1.80	1.47	1.33	1.12	0.92	0.72	0.58	0.38	0.22	0.15	0.06	0.00	0.00
0.8		1.64	1.52	1.22	1.10	0.91	0.74	0.59	0.47	0.31	0.18	0.12	0.05	0.00	0.00
0.9		1.24	1.14	0.88	0.77	0.64	0.52	0.42	0.32	0.21	0.12	0.08	0.03	0.00	0.00
0.95		0.88	0.80	0.62	0.55	0.44	0.37	0.29	0.23	0.15	0.08	0.05	0.02	0.00	0.00

R	$r(1)$	α%													
		0.05	0.1	0.5	1	2.5	5	10	15	20	35	40	45	47.5	49.5
$n_x=n_y=50; k=n_x+n_y-2=98$															
0.0	0.7	7.96	7.48	6.22	5.68	4.78	4.01	3.11	2.53	1.60	0.93	0.62	0.31	0.13	0.03
	0.6	6.88	6.40	5.27	4.78	4.00	3.31	2.62	2.06	1.37	0.78	0.52	0.26	0.11	0.01
	0.5	5.90	5.51	4.52	4.07	3.36	2.82	2.19	1.78	1.17	0.68	0.45	0.21	0.10	0.00
	0.4	5.17	4.84	3.98	3.55	2.92	2.46	1.91	1.53	1.01	0.59	0.38	0.18	0.09	0.00
	0.3	4.60	4.35	3.50	3.10	2.59	2.18	1.69	1.39	0.91	0.51	0.34	0.16	0.08	0.00
	0.2	4.10	3.86	3.17	2.79	2.36	1.98	1.53	1.24	0.81	0.48	0.31	0.15	0.06	0.00
	0.1	3.72	3.48	2.88	2.55	2.16	1.81	1.40	1.13	0.74	0.44	0.29	0.14	0.05	0.00
	0.0	3.39	3.18	2.63	2.37	1.99	1.66	1.29	1.04	0.68	0.40	0.26	0.13	0.04	0.00
0.1	0.0	3.06	2.86	2.39	2.21	2.21	1.84	1.57	0.96	0.63	0.38	0.24	0.12	0.02	0.00
0.2		2.80	2.62	2.20	2.08	1.72	1.46	1.12	0.90	0.59	0.35	0.23	0.11	0.01	0.00
0.3		2.60	2.45	2.07	1.94	1.60	1.37	1.05	0.85	0.56	0.32	0.22	0.10	0.00	0.00
0.4		2.44	2.29	1.92	1.81	1.49	1.28	0.98	0.79	0.52	0.30	0.21	0.09	0.00	0.00
0.5		2.24	2.13	1.78	1.65	1.36	1.19	0.90	0.74	0.48	0.29	0.20	0.08	0.00	0.00
0.6		2.05	1.95	1.62	1.47	1.23	1.03	0.81	0.66	0.44	0.27	0.18	0.07	0.00	0.00
0.7		1.83	1.74	1.42	1.27	1.07	0.89	0.69	0.56	0.38	0.23	0.15	0.06	0.00	0.00
0.8		1.58	1.49	1.19	1.04	0.88	0.72	0.56	0.45	0.30	0.18	0.12	0.05	0.00	0.00
0.9		1.17	1.09	0.84	0.74	0.64	0.53	0.40	0.30	0.26	0.13	0.08	0.03	0.00	0.00
0.95		0.81	0.77	0.59	0.52	0.44	0.37	0.29	0.22	0.14	0.08	0.05	0.02	0.00	0.00
$n_x=n_y=100; k=n_x+n_y-2=198$															
0.0	0.7	7.84	7.35	6.10	5.52	4.65	3.93	3.07	2.52	1.60	0.93	0.62	0.31	0.10	0.03
	0.6	6.74	6.27	5.21	4.71	3.99	3.26	2.60	2.05	1.37	0.79	0.53	0.25	0.10	0.02
	0.5	5.80	5.47	4.52	4.07	3.36	2.82	2.19	1.78	1.17	0.68	0.45	0.21	0.10	0.00
	0.4	5.08	4.76	3.98	3.55	2.92	2.46	1.91	1.51	1.01	0.58	0.39	0.19	0.08	0.00
	0.3	4.52	4.23	3.50	3.10	2.59	2.18	1.69	1.38	0.91	0.51	0.34	0.16	0.07	0.00
	0.2	4.02	3.79	3.17	2.79	2.36	1.98	1.53	1.27	0.81	0.46	0.31	0.15	0.05	0.00
	0.1	3.64	3.42	2.88	2.55	2.16	1.81	1.40	1.16	0.74	0.42	0.29	0.14	0.03	0.00
	0.0	3.34	3.13	2.60	2.35	1.98	1.65	1.29	1.06	0.68	0.38	0.27	0.12	0.01	0.00
0.1	0.0	3.19	2.96	2.45	2.18	1.85	1.56	1.22	0.99	0.64	0.36	0.26	0.12	0.01	0.00
0.2		3.02	2.79	2.29	2.03	1.72	1.45	1.13	0.94	0.60	0.33	0.25	0.11	0.00	0.00
0.3		2.85	2.56	2.08	1.96	1.57	1.34	1.06	0.86	0.56	0.31	0.24	0.11	0.00	0.00
0.4		2.63	2.33	1.97	1.68	1.42	1.22	0.97	0.79	0.50	0.29	0.22	0.10	0.00	0.00
0.5		2.40	2.09	1.70	1.53	1.26	1.10	0.89	0.72	0.46	0.27	0.20	0.09	0.00	0.00
0.6		2.12	1.85	1.52	1.33	1.09	0.96	0.79	0.64	0.40	0.25	0.18	0.09	0.00	0.00
0.7		1.84	1.58	1.31	1.15	0.92	0.83	0.68	0.55	0.35	0.22	0.16	0.08	0.00	0.00
0.8		1.55	1.36	1.09	0.98	0.74	0.67	0.57	0.45	0.29	0.18	0.12	0.06	0.00	0.00
0.9		1.09	0.97	0.78	0.70	0.54	0.48	0.39	0.31	0.20	0.12	0.08	0.03	0.00	0.00

Таблица Б.16. Коэффициенты C_t в зависимости от коэффициента автокорреляции $r(1)$, предназначенные для пересчета критических значений статистики Стьюдента

$r(1)$	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.0	1.00	1.00	1.01	1.02	1.02	1.03	1.04	1.05	1.06	1.07
0.1	1.07	1.08	1.09	1.10	1.11	1.12	1.13	1.14	1.16	1.17
0.2	1.18	1.19	1.20	1.22	1.23	1.24	1.26	1.27	1.29	1.31
0.3	1.33	1.34	1.35	1.37	1.39	1.41	1.42	1.44	1.46	1.49
0.4	1.51	1.52	1.54	1.56	1.59	1.67	1.63	1.65	1.68	1.70
0.5	1.72	1.75	1.78	1.81	1.84	1.88	1.92	1.95	1.99	2.03
0.6	2.06	2.07	2.13	2.17	2.21	2.24	2.28	2.32	2.36	2.40

Таблица Б.17 — Критические значения статистик однородности Колмогорова-Смирнова

α	r	n						
		7	10	20	30	50	70	100
0.05	0	0.54	0.49	0.37	0.31	0.25	0.23	0.19
	0.5	0.73	0.64	0.51	0.43	0.34	0.29	0.24
	0.9	1.07	1.03	0.92	0.85	0.72	0.63	0.53
0.10	0	0.48	0.42	0.33	0.28	0.23	0.20	0.17
	0.5	0.66	0.58	0.44	0.39	0.30	0.26	0.21
	0.9	0.97	0.94	0.82	0.74	0.62	0.54	0.46
0.20	0	0.41	0.37	0.29	0.24	0.19	0.17	0.15
	0.5	0.58	0.50	0.37	0.31	0.25	0.22	0.19
	0.9	0.86	0.81	0.69	0.62	0.51	0.44	0.38
0.40	0	0.32	0.29	0.23	0.20	0.16	0.13	0.11
	0.5	0.42	0.38	0.30	0.25	0.20	0.17	0.15
	0.9	0.66	0.63	0.52	0.47	0.39	0.34	0.28
0.50	0	0.29	0.25	0.20	0.18	0.14	0.12	0.10
	0.5	0.38	0.35	0.26	0.23	0.18	0.16	0.13
	0.9	0.59	0.55	0.47	0.41	0.34	0.30	0.25

Список используемых источников

1. *Алексеев Г.А.* Методы оценки случайных погрешностей гидрометеорологической информации. — Л.: Гидрометеоиздат, 1975. — 96 с.
2. *Алексеев Г.А.* Объективные методы выравнивания и нормализации корреляционных связей. — Л.: Гидрометеоиздат, 1971. —363 с.
3. *Алексеев Г.А.* О корректном статистическом описании и учете пространственно-временных факторов речного стока. — в кн.: Специфические аспекты гидрологических расчетов для водохозяйственного проектирования. Л.: Гидрометеоиздат (ЮНЕСКО), 1981, с. 215–232.
4. *Болгов М.В., Сенцова Н.И.* Байесовские оценки расчетных характеристик минимального стока рек в нестационарных условиях. В печати.
5. *Водогрецкий В.*Е. Антропогенное измененение стока малых рек. Л.: Гидрометеоиздат,1990, с. 176.
6. *Воскресенский К.П., Протасьев М.С., Алюшинская Н.М., Кочукова Т.Н., Серпик Б.И.* Поверхностный сток в районах освоении целинных земель Северного Казахстана (Актюбинская, Кустанайская и Кокчетавская области) и расчеты его основных характеристик. Труды Ш Всесоюзного гидрологического съезда, том П, Гидрометеоиздат, Л., 1959. — 192–201 с.
7. *Винников К.Я.* Чувствительность климата. — Л.: Гидрометеоиздат, 1986 — 224 с.
8. *Галкин Г.А., Шеуджен А.Х., Галкина Р.В.* Экологические последствия стихийных бедствий на Кубани в 2002 г. //Вестник Краснодарского регионального отделения Русского географического общества, 2004, вып.3, с. 256–279.
9. *Галкин Г.А., Шеуджен А.Х., Галкина Р.В., Ткаченко З.Н.* Стихийные бедствия на Северном Кавказе в 2002 г.: эколого-экономические последствия. // Энтузиасты аграрной науки. Вып.2 — Краснодар, Куб.ГАУ, 2003, с. 194–208.
10. *Доброумов Б.М., Устюжанин Б.С.* Преобразование водных ресурсов и режима рек центра ЕТС. — Л.: Гидрометеоиздат, 1980. — 224 с.
11. *Калинин Г.П.* Проблемы глобальной гидрологии. — Л.: Гидрометеоиздат, 1968. — 377 с.
12. *Квасов Д.Д. и Левин И.Я.* Применение в гидрологических расчетах составных кривых распределения. Труды ГГИ, вып.73, 1960. — с. 141–145.
13. *Квасов Д.Д. и Зубер-Яникун Э.Э.* Некоторые вопросы применения кривых распределения для расчетов стока. Труды 1ТИ, вып.61, 1957. — 287–299 с.
14. *Конаржевский Л.К.* Типовая форма кривой обеспеченности характеристик весеннего стока с водосборов степной и лесостепной зон. Изв. ЕФАН, сер. энергетики и водного хозяйства, вып.З, Казань, 1961. —с. 130–146.
15. *Крестовский О.И.* Влияние понижений на поверхности водосборов на весенний сток. Труды ГГИ, вып. 91, 1961. — 33–51 с.
16. *Крестовский О.И.* Хозяйственная деятельность и водность таежных рек УТС и Сибири. — В кн.: Водные ресурсы тайги. Иркутск, 1984, с. 79–94.
17. *Крестовский О.И.* Влияние вырубок и восстановления лесов на водность рек. Л.: Гидрометеоиздат, 1986. — 186 с.
18. *Крюков В.Ф.* Статистические критерии проверки гипотезы однородности двух выборок. — Труды ГГИ, 1973, вып. 2196, с. 97–123.

19. *Лобанова А.Г., Рождественский А.В.* Пространственные корреляционные функции стока рек бассейна Днепра. — Сб. работ по гидрологии, № 11. Л.: Гидрометеоиздат, 1973. — с. 93–113.
20. *Линслей Р.К., Колер М.А., Паулюс Д.Х.* Прикладная гидрология. Гидрометеоиздат, Л., 1962. 759 с.
21. Международное руководство по методам расчета основных гидрологических характеристик. Л.: Гидрометеоиздат, 1984. — 247 с.
22. Методические рекомендации к составление справочника по водный ресурсам СССР. Приемы графоаналитической обработки гидрологических данных. ГГИ, Л., 1962. с. 77.
23. Методические рекомендации по определению расчетных гидрологических характеристик при недостаточности данных гидрометрических наблюдений. Ротапринт ГНЦ РФ ААНИИ Санкт-Петербург, 2007, — 66 с.
24. Методические рекомендации по определению расчетных гидрологических характеристик при наличии данных гидрометрических наблюдений. Типография «Вектор ТиС», Нижний Новгород, 2007, — 133 с.
25. Методические рекомендации по определению расчетных гидрологических характеристик при отсутствии данных гидрометрических наблюдений. Нестор-История, Санкт-Петербург, 2009, —193 с.
26. Методические рекомендации по учету влияния хозяйственной деятельности на сток малых рек при гидрологических расчетах для водохозяйственного проектирования. — Л.: Гидрометеоиздат, 1986. — 168 с.
27. Методические указания по оценке влияния хозяйственной деятельности на сток средних и больших рек и восстановлению его характеристик. — Л.: Гидрометеоиздат, 1986. —130 с.
28. *Молчанов А.А.* Гидрологическая роль леса. — М.: Изд. АН СССР, 1960. — 487 с.
29. Определение расчетных гидрологических характеристик. СНиП 2.01.14-83. — М.: Стройиздат, 1985. — 36 с.
30. *Прокачева В.Г., Усачев В.Ф.* Загрязнение земли в регионах России. Географический аспект. С-Пб: Недра, 2004. — 106 с.
31. *Прокачева В.Г., Усачев В.Ф.* Загрязнение земли по районам, городским поселениям и в речных водосборах. Уральский федеральный округ. С-Пб: Недра, 2007. — 110 с.
32. *Прокачева В.Г., Чмутова Н.П., Абакуменко В.П., Усачев В.Ф.* Зоны загрязнения снежного покрова вокруг городов на территории СССР. Каталог ореолов для городов с населением более 50 тыс. человек. — Л., 1988. — 125 с.
33. Пространственно-временные колебания стока рек СССР. — Л., Гидрометеоиздат, 1988. — 376 с.
34. Рекомендации по приведению рядов речного стока и их параметров к многолетнему периоду. — Л.: Гидрометеоиздат, 1979. — 64 с.
35. Рекомендации по статистическим методам анализа однородности пространственно-временных колебаний речного стока. — Л.: Гидрометеоиздат, 1984. — 78 с.
36. Ресурсы поверхностных вод СССР, т. 15, вып. 2 — Л.: Гидрометеоиздат, 1972. — 408 с.
37. *Рождественский А.В.* О несоответствии эмпирических и аналитических кривых распределения некоторых стоковых рядов. — Труды ЛГМИ, вып. 26, 1964. — С. 113–126.

38. *Рождественский А.В.* Оценка точности кривых распределения гидрологических характеристик. Л.: Гидрометеоиздат, 1977. — 270 с.
39. *Рождественский А.В., Ежов А.В., Сахарюк А.В.* Оценка точности гидрологических расчетов. Л.: Гидрометеоиздат, 1990. — 276 с.
40. *Рождественский А.В., Лобанова А.Г.* Пространственно-временные колебания годового стока рек СССР. Тр. V гидрологического съезда. — Л.: Гидрометеоиздат, 1989, с. 100–104.
41. *Рождественский А.В., Сахарюк А.В.* Обобщение критериев однородности Стьюдента и Фишера на случай коррелированных во времени и пространстве гидрологических характеритик. — Труды ГГИ, 1981, вып. 282, с. 51–71.
42. *Рождественский А.В., Чеботарев А.И.* Статистические методы в гидрологии. Гидрометеоиздат, Л., 1974. — 424 с.
43. *Рубинштейн Е.С.* Однородность метеорологических рядов во времени и пространстве в связи с исследованием изменения климата. — Л.: Гидрометеоиздат, 1979. — 80 с.
44. *Сахарюк А.В.* Оценка стационарности многолетних колебаний речного стока. — Труды ГГИ, 1981, вып. 282, с. 78–87.
45. *Сахарюк А.В.* Оценка случайных и систематических ошибок средних квадратических отклонений. Труды ГГИ, 1983, вып. 294, с. 3–11.
46. Свод правил по определению основных расчетных гидрологических характеристик (СП 33-101-2003). — Госстрой РФ, 2004. — 73 с.
47. *Славин А., Хомутов Е.* Без права на ошибку. «Краснодарские известия» — 2002. — 12 ноября.
48. *Смирнов Н.В., Дунин-Барковский И.В.* Курс теории вероятностей и математической статистики. Для технического приложения. 3-е изд., М., «Наука», 1969, 511 с.
49. *Соколовский Д.Л.* Некоторые вопросы гидрологии и водного хозяйства засушливых районов. Проблемы гидроэнергетики и водного хозяйства. Изд. АН Каз.ССР, вып.1, Алма-Ата, 1963. — с. 113–126.
50. *Соколовский Д.Л.* Некоторые вопросы гидрологии и водного хозяйства засушливых районов. Проблемы гидроэнергетики и водного хозяйства. Изд. АН Каз.ССР, вып.1, Алма-Ата, 1963. — с. 113–126.
51. *Соколовский Д.Л.* Речной сток. Гидрометеоиздат, Л., 1959. — 527 с.
52. *Соколовский Д.Л.* Речной сток. Гидрометеоиздат, Л., 1968. — 540 с.
53. *Сомов Н.В.* Асинхронность колебаний стока крупных рек СССР. — Метеорология и гидрология , №5, 1963. — с.14–21.
54. *Сомов Н.В.* Асинхронность и цикличность колебаний годового стока крупных рек СССР.— «Труды ЦИП», 1963, вып. 117, с. 180–214.
55. *Хальд А.* Математическая статистика с техническими приложениями. ИЛ, М., 1956.
56. *Хан Г., Шапиро С.* Статистические модели в инженерных задачах. М.: «Мир», 1965. — 395 с.
57. *Швец Г.И.* Восстановление характеристик годового стока Днепра за историческое время. В.сб.: Многолетние колебания стока и вероятностные методы его расчета. — М.: Изд-во МГУ, 1967 — с. 280.
58. *Шикломанов И.А.* Антропогенные изменения водности рек. — Л.: Гидрометеоиздат, 1979. — 302 с.

59. *Ястремский Б.С.* Некоторые вопросы математической статистики. Госстатиздат, М., 1961.
60. Review of risk based prioritization/decision making methodologies for dams. US Army Corps of Engineers. 2004, p. 42.
61. *Swain R.E., D.Bowles, D.Ostenaa.* A framework for characterization of extreme floods for dam safety risk assessment. – Proceedings of the 1998 USCOLD Annual Lecture, Buffalo, New York. August, 1998 , p. 13.

Содержание

Предисловие 3
Введение 5
1. Область применения 6
2. Нормативные ссылки 6
3. Термины и определения 7
4. Обозначения и сокращения 9
5. Гидролого-генетический анализ однородности гидрометеорологической информации 10
6. Статистические методы оценки однородности и обобщения гидрометеорологической информации 14
6.1. Основные понятия статистических методов оценки однородности гидрологических характеристик 16
6.2. Основные положения методики обобщения классических критериев однородности 18
6.3. Критерии однородности экстремальных значений гидрологических характеристик 21
6.4. Критерии однородности средних значений, дисперсий и функций распределения гидрологических характеристик 24
6.5. Доверительные границы к квантилям распределения и эмпирическим обеспеченностям гидрологических характеристик 27
7. Определение расчетных гидрологических характеристик по неоднородным данным 37
8. Оценка значимости линейных трендов 39
9. Оценка пространственно-временной структуры колебаний гидрометеорологических характеристик 41
9.1. Оценка однородности пространственно-временных корреляционных функций гидрометеорологических характеристик 41
9.2. Статистическая оценка однородности полей гидрологических характеристик 46
Приложение А Примеры 50
А.1. Анализ временной однородности максимальных расходов воды р. Обь – г. Колпашево 50
А.2. Применение критериев Диксона для анализа резко отклоняющихся значений на кривой обеспеченности 52
А.3. Применение критерия Смирнова-Граббса для анализа резко отклоняющихся значений 53
А.4. Применение критерия оценки однородности экстремумов на примере многолетних рядов максимальных расходов дождевых паводков на территории Карпат 54

А.5. Оценка однородности и стационарности притока в озера охладители Песьва и Удомля Калининской атомной станции 57
А.6. Оценка однородности и стационарности многолетних колебаний осадков и температуры воздуха 59
А.7. Оценка однородности и стационарности максимальных расходов воды р. Днепр за 4000 лет 60
А.8. Оценка однородности максимальных расходов воды р. Кубань — Невиномысский гидроузел с использованием доверительных границ к квантилям распределения при трех параметрах, определяемых по выборочным данным 68
А.9. Оценка однородности годового стока р. Камчатка – с. Верхнее Камчатское с использованием доверительных границ к квантилям распределения при трех параметрах, определяемых по выборочным данным 70
А.10. Гидрологический анализ определения расчетных гидрологических характеристик по неоднородным данным рек степных и полупустынных районов 71
А.11. Статистический анализ максимального стока р. Ариешь – п. Бая де Ариешь 79
А.12. Расчет кривой обеспеченности с нулевыми значениями гидрологической характеристики в отдельные годы 80
А.13. Определение кривой обеспеченности минимального стока р. Дон у г. Лиски по неоднородным данным наблюдений 82
А.14. Построение кривой обеспеченности генетически неоднородных данных максимального стока весенних половодий и дождевых паводков 86
А.15. Учет неоднородности формирования и исторического максимума стока при пересчете максимальных расходов воды в высокогорной части бассейна р. Кубани в створах действующих Усть-Джегутинского и Невиномысского гидротехнических сооружений 87
А.16. Оценка значимости линейных трендов 103
А.17. Оценка статистической однородности пространственно-временных корреляционных функций годового стока рек бассейна Днепра 120
А.18. Оценка однородности пространственных корреляционных функций среднемесячных, максимальных расходов воды и слоев стока весеннего половодья рек бассейна Сож 128
А.19. Оценка статистической однородности пространственно-временных корреляционных функций осадков 131
А. 20. Выделение однородных районов на примере анализа распределения высот снежного покрова 134
Приложение Б. Таблицы статистик критериев 139
Список используемых источников 157

gost.e-ecolog.ru