ПРОСТРАНСТВЕННО-ВРЕМЕННЫЕ КОЛЕБАНИЯ СТОКА РЕК СССР

Гидрометеоиздат 1988

ГОСУДАРСТВЕННЫЙ КОМИТЕТ СССР ПО ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИИ
ГОСУДАРСТВЕННЫЙ ОРДЕНА ТРУДОВОГО КРАСНОГО ЗНАМЕНИ
ГИДРОЛОГИЧЕСКИЙ ИНСТИТУТ

ПРОСТРАНСТВЕННО-ВРЕМЕННЫЕ КОЛЕБАНИЯ СТОКА РЕК СССР

Под редакцией
д-ра техн. наук А. В. Рождественского

ЛЕНИНГРАД ГИДРОМЕТЕОИЗДАТ 1988

УДК 556.16

Рецензент: д-р геогр. наук В. И. Бабкин (Гос. гидрологический ин-т)

Приводятся результаты исследования пространственно-временных колебаний среднего годового стока рек, минимальных расходов воды за год, а также низкого летнего и зимнего стока, подземного притока воды и наивысших уровней воды озер. Обобщены классические критерии однородности для коррелированной во времени и асимметричной гидрологической информации, дана оценка стационарности стока, анализ группировок маловодных и многоводных лет и т. д.

Предназначена для специалистов гидрологов, метеорологов.

In the book «Space-time fluctuations of river runoff in the USSR» are given the results of the studies of annual river runoff, low water discharge and underground water inflow fluctuations in space and time. The problems of long-term changes of maximum and minimum lake level are also considered. Statistical criteria of homogenity are generalized for correlative samples, the assessment of the runoff stationarity and the analysis of the length of the low and high water periods are given.

It is assigned for hydrologists and meteorologists.

П $\frac{1903030200—111}{069(02)-88}$ 11-88(I)

ISBN 5—286—00027—4

© Государственный гидрологический ин-т (ГГИ), 1988 г.

ПРЕДИСЛОВИЕ

Практика инженерно-гидрологических расчетов при проектировании гидротехнических сооружений, железных и автомобильных дорог, нефте- и газопроводов, сооружений мелиоративных систем, систем водоснабжения, планировки и застройки населенных пунктов, промышленных и сельскохозяйственных предприятий, а также при разработке мероприятий по борьбе с наводнениями вызывает необходимость совершенствования методов и оценки пространственно-временных колебаний расчетных гидрологических характеристик, во многом определяющих стоимость и экономическую целесообразность тех или иных мероприятий, связанных с использованием рек в народном хозяйстве, или с преодолением водных преград.

Необходимость исследований по оценке пространственно-временных колебаний речного стока обусловлена все большим влиянием хозяйственной деятельности и возможными глобальными изменениями климата на различные гидрологические характеристики, что должно найти свое отражение в дальнейших работах по усовершенствованию и разработке методов расчета речного стока для строительного проектирования.

В настоящей монографии освещается лишь первая из поставленных задач — разработка методов и оценка пространственно-временных колебаний речного стока. На основе этих исследований предусматривается разработка методов инженерно-гидрологических расчетов в условиях все более возрастающих темпов развития хозяйственной деятельности в руслах рек и на водосборах и возможного глобального изменения климата.

Существующие методы расчетов речного стока базируются на предположении квазистационарности многолетних колебаний различных гидрологических характеристик по крайней мере на предстоящий период эксплуатации гидротехнических сооружений, исчисляемый несколькими десятками и даже сотнями лет. Поэтому центральный вопрос, который возникает при гидрологических расчетах, заключается в оценке стационарности многолетних колебаний исследуемой гидрологической характеристики. Ответ на поставленный вопрос возможен лишь при оценке структуры многолетних колебаний рассматриваемых гидрологических характеристик с использованием эмпирических автокорреляционных функций и принятой на этой основе математической модели в виде простой цепи Маркова. Кроме того, необходимо было обобщить классические критерии однородности на случай коррелированной во времени и асимметричной гидрологической информации.

После проведения этих работ возникла возможность оценить стационарность многолетних колебаний различных гидрологических характеристик. Отмеченные вопросы достаточно подробно освещаются в монографии; приводятся также исследования, касающиеся анализа группировок маловодных и многоводных, лет, циклических колебаний речного стока во времени и пространстве, а также оценки пространственной структуры полей гидрологических характеристик с использованием пространственных корреляционных функций за многолетний период.

В монографии приводятся результаты исследования пространственно-временных колебаний среднего годового стока рек, минимальных расходов воды за год, а также минимального летнего и зимнего стока, подземного притока воды в реки и наивысших уровней воды озер. Для объяснения многолетних колебаний гидрологических характеристик привлекались сведения о многолетних колебаниях осадков и температуры воздуха.

Привлечение всей имеющейся в настоящее время гидрометрической информации с продолжительностью наблюдений 40 лет и более позволило получить новые результаты по оценке пространственно-временных колебаний речного стока. При рассмотрении отдельных вопросов использовались данные наблюдений за годовым стоком рек по более чем 5000 гидрометрическим створам. Исследование подземного притока воды в реки проведено лишь в пределах нечерноземной зоны РСФСР ввиду большого объема работ по определению этого элемента.

Авторами монографии являются: глава 1 — д-р техн. наук А. В. Рождественский, канд. техн. наук В. А. Лобанов, п. 1.2.3 написан с участием канд. техн. наук А. В. Сахарюка, п. 1.5 — с участием канд. техн. наук А. Г. Лобановой; глава 2 — д-р техн. наук А. В. Рождественский, канд. техн. наук А. Г. Лобанова, п. 2.4, 2.8 — с участием М. В. Зорина, п. 2.7 — с участием канд. техн. наук В. А. Лобанова; глава 3 — канд. техн. наук Н. П. Артемьева, канд. геогр. наук В. В. Куприянов, А. Б. Андерсон; глава 4 — д-р геогр. наук А. М. Владимиров, канд. геогр. наук Е. В. Лобанова, канд. техн. наук В. С. Дружинин; глава 5 — канд. геогр. наук Н. С. Ратнер; глава 6 — канд. геогр. наук А. М. Догановский.

Авторы монографии выражают глубокую признательность рецензенту д-ру геогр. наук В. И. Бабкину за ценные замечания, которые учтены при подготовке рукописи. Авторы также благодарны проф. Г. А. Алексееву за консультации в период работы над монографией.

При обобщении и анализе материалов годового стока принимали участие Л. С. Борщинская и М. В. Зорин.

Авторы выражают благодарность сотрудникам ГГИ Л. С. Борщинской, С. П. Федоренко, Г. А. Бойцовой, Е. А. Зайцевой, принявшим активное участие в окончательном оформлении рукописи.

1. СТАТИСТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ АНАЛИЗА МНОГОЛЕТНИХ КОЛЕБАНИЙ РЕЧНОГО СТОКА

1.1. ОСНОВНЫЕ ПРЕДПОСЫЛКИ МЕТОДОВ МАТЕМАТИЧЕСКОЙ СТАТИСТИКИ И ОСОБЕННОСТИ РЯДОВ ГИДРОЛОГИЧЕСКИХ ХАРАКТЕРИСТИК

Основная задача математической статистики состоит в том, чтобы на основании одной или нескольких выборок сделать вывод о генеральной совокупности. Классический аппарат выборочного метода математической статистики предполагает наличие случайной и однородной выборки из генеральной совокупности [51]. В качестве дополнительного условия можно отметить требование нормального распределения. Это связано с тем, что в классической математической статистике аппарат статистического оценивания в основном разработан для нормального закона распределения.

Особенность рядов гидрологических характеристик, как показала практика гидрологических расчетов, состоит в том, что их распределения вероятностей являются положительно асимметричными. Это объясняется влиянием нижнего предела колебаний гидрологических характеристик, значение которого в предельном случае равно нулю. Кроме того, в рядах речного стока наблюдается естественная внутрирядная связанность, которая может быть обусловлена переходящими из года в год запасами бассейновой влаги (регулирующее влияние озер и болот, инерционность подземных вод, питающих водотоки в лимитирующие периоды года, и ряд других естественных причин [72, 80]).

Исходя из этих особенностей многолетних колебаний речного стока возникла задача обобщения классического аппарата математической статистики для асимметричных распределений и наличия внутрирядной связанности. В качестве асимметричного распределения обычно используется распределение Пирсона III типа, получившее широкое распространение в практике гидрологических расчетов как в нашей стране, так и за рубежом [56, 69, 86, 22]. Внутрирядная связанность в настоящей работе рассматривается только между смежными членами ряда, так как для большинства элементов водного режима ее значение быстро затухает при более продолжительном сдвиге во времени [54, 66, 79, 80]. Принимается, что подобный характер затухания внутрирядной связанности описывается моделью простой цепи Маркова [72, 80, 84]. Измерителем внутрирядной связанности является коэффициент автокорреляции с шагом равным единице. Однако этот показатель является надежной характеристикой только при линейном характере внутрирядной связанности и к тому же не позволяет отделить естественную внутрирядную связанность от

иных видов нарушения случайной структуры временных рядов, которые могут быть обусловлены, например, влиянием хозяйственной деятельности. Поэтому в настоящей работе статистический анализ стационарности и случайности проводился по совокупности статистических критериев с детальной генетической интерпретацией полученных выводов.

Существование одной генеральной совокупности для гидрологических характеристик можно принять исходя из следующих положений. За обозримый период инструментальных наблюдений за элементами стока и за несколько сотен лет до начала измерений не происходили качественные изменения геологического строения Земли, состава и циркуляции атмосферы, процессов в Солнечной системе. Гидрологические расчеты предназначены для вероятностного прогноза на период эксплуатации гидротехнических сооружений, которые не превышают 100—200 лет. Поэтому, основываясь на неизменности внешних условий, формирующих сток рек, можно постулировать их неизменность и на сравнительно непродолжительный период эксплуатации гидротехнических сооружений. Однако, несмотря на то что в общем внешние условия принимаются неизменными, для каждого конкретного водотока на характеристики стока могут оказывать влияние факторы развивающейся в последние годы хозяйственной деятельности на водосборе, возможные изменения климата, а также погрешности измерений и вычислений стока. Все эти факторы приводят к нарушению однородности в пространстве и стационарности во времени.

Существующая практика инженерно-гидрологических расчетов для строительного проектирования базируется на предположении стационарности многолетних колебаний различных фазово-однородных гидрологических характеристик. Под стационарностью понимается неизменность во времени статистических свойств гидрологических характеристик, т. е. предполагается, что основные статистические параметры многолетних колебаний речного стока, полученные по данным наблюдений, не претерпят существенных изменений в будущий период эксплуатации гидротехнических сооружений. На основании данного предположения расчетные гидрологические характеристики, определенные по данным наблюдений, распространяются на будущий период эксплуатации гидротехнических сооружений и других водохозяйственных объектов. Отмеченное фундаментальное предположение базировалось до последнего времени лишь на сопоставлении кривых распределения вероятностей за первый и второй полупериоды наблюдений по нескольким постам с наиболее продолжительными наблюдениями. Подобное сопоставление выполнялось ранее С. Н. Крицким и М. Ф. Менкелем, причем о стационарности многолетних колебаний речного стока судили лишь по близости безусловных кривых распределения вероятностей за первый и второй полупериоды

наблюдений на основании визуального сопоставления без применения каких-либо количественных критериев. Возникает естественный вопрос, почему столь фундаментальному положению о стационарности многолетних колебаний речного стока до последнего времени не уделялось достаточного внимания и почему при оценке стационарности не использовались количественные критерии, разработанные в математической статистике. Отмеченное обстоятельство усугубляется тем, что в последнее время на различные гидрологические характеристики все большее влияние оказывают антропогенные факторы, которые могут привести к нестационарности многолетних колебаний некоторых гидрологических характеристик. Свидетельством этому являются многочисленные статьи и монографии, посвященные влиянию хозяйственной дея' ельности на различные характеристики стока.

Кроме того, вопрос оценки стационарности многолетних колебаний речного стока возникает и благодаря возможным глобальным изменениям климата.

Таким образом, с одной стороны, необходимость оценки стационарности многолетних колебаний речного стока вызывается практикой гидрологических расчетов для строительного проектирования, с другой стороны, налицо отсутствие капитальных исследований в этом направлении.

Ответы на поставленные вопросы следует искать в отсутствии корректных методов оценки стационарности многолетних колебаний речного стока. Дело в том, что известные статистические критерии оценки стационарности или оценки однородности во времени разработаны применительно к случайным независимым последовательностям, как правило, нормально распределенным.

Вместе с тем многолетним колебаниям различных гидрологических характеристик свойственна положительная асимметрия и наличие внутрирядной и межрядной (пространственной) корреляции.

Внутрирядные корреляционные связи уменьшают объем эквивалентно независимой информации и тем самым увеличивают доверительные интервалы (рассеивание) классических статистик критериев оценки однородности. Поэтому использование известных критериев однородности для оценки стационарности (внутрирядной однородности) гидрологических характеристик приведет к неправильным результатам. В гидрологических исследованиях известны примеры подобного неправильного использования классических критериев однородности. В подобной ситуации использование критериев однородности, разработанных для независимых случайных последовательностей, применительно к коррелированной во времени гидрологической информации приводит к тому, что мы чаще будем отклонять гипотезу внутрирядной однородности (стационарности), чем это имеет место на самом деле. Действительно, распределение статистик критериев однородности,

полученных для независимых во времени последовательностей, имеет меньшее рассеивание, нежели рассеивание аналогичных статистик коррелированных во времени гидрологических характеристик.

Таким образом, возникла задача разработки критериев однородности, которые бы учитывали внутрирядную скоррелированность гидрологических характеристик и их положительную асимметрию. Эта задача решалась путем обобщения классических критериев однородности на случай асимметричности коррелированной во времени гидрологической информации. Результаты исследования в данном направлении представлены в разделах 1.2—1.3.

1.2. ОБОБЩЕНИЕ СТАТИСТИЧЕСКИХ КРИТЕРИЕВ ОДНОРОДНОСТИ ДЛЯ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ПИРСОНА III ТИПА И МОДЕЛИ ПРОСТОЙ ЦЕПИ МАРКОВА

1.2.1. Алгоритм расчета распределений статистик критериев с использованием метода статистических испытаний

Получить распределение статистик любого критерия можно двумя путями. Во-первых, теоретически, задавшись конкретным распределением генеральной совокупности автокоррелированных величин. Второй путь — экспериментальный с применением метода Монте-Карло [39, 40]. Особенностью последнего метода является простая структура вычислительного алгоритма. Как правило, составляется программа для осуществления одного случайного испытания и затем это испытание повторяется N раз, причем каждый опыт не зависит от всех остальных, и результаты всех опытов осредняются [87]. Поэтому метод Монте-Карло часто называют методом статистических испытаний (МСИ). Ошибка вычислений по МСИ обычно пропорциональна $\sqrt{c/N}$, где c — некоторая постоянная, N — число испытаний. Из формулы видно, что, для того чтобы уменьшить ошибку в 10 раз, т. е. чтобы получить в результате еще один верный десятичный знак, необходимо увеличить N в 100 раз. Для практических выводов и в связи с тем, что точность измерения некоторых гидрологических характеристик недостаточно высока, вполне можно ограничиться и не столь высокой точностью результатов, получаемых на основании статистического моделирования.

В настоящей работе в качестве расчетного метода для получения распределений статистик различных критериев принят метод статистических испытаний. Выбор метода вызван тем, что аналитическое решение задачи для асимметричных распределений с внутрирядной корреляцией является сложным и громоздким,

в то время как хорошо разработанный аппарат статистического моделирования позволяет получить аналогичные по практической значимости результаты более простым путем. Подробный обзор с применением метода Монте-Карло в гидрологических расчетах представлен, например, в работах [80, 84]. За основу моделирования простой цепи Маркова, которой соответствует последовательность с автокорреляцией при сдвиге во времени τ, равном единице, был принят способ, использующий математический аппарат нормальной корреляции для нормально распределенных случайных последовательностей с последующей их трансформацией в любой заданный закон распределения [80, 4]. В качестве аналитического закона распределения задавалось распределение Пирсона III типа.

Алгоритм расчета распределений статистик критериев реализовывался в следующей последовательности.

1. Получение равномерно распределенных случайных чисел.

Генерирование равномерно распределенных случайных чисел в интервале (0, 1) осуществляется с помощью датчика RANDU. Ввиду того что таблицы распределения Пирсона III типа составлены для обеспеченностей от 0,001 до 99,9 %, интервал (0; 1) переводится в новый интервал (0,001; 99,9) [80]. Это связано с тем, что при достаточно больших N происходит попадание случайных чисел за верхнюю и нижнюю границу интервала (0,001; 99,9), тогда как таблицы для этих обеспеченностей отсутствуют.

2. Получение автокоррелированных нормально распределенных чисел и их трансформация в распределение Пирсона III типа.

Принимая полученные равномерно распределенные случайные числа за обеспеченности в процентах, по таблицам нормального распределения определяем на первом этапе нормально распределенные случайные числа стандартизированного нормального распределения x_i с параметрами: среднее $\mu=0$, стандартное отклонение $\sigma=1$. Стандартизированные величины x_i преобразуются в величины нормального распределения z_i с заданным средним $\hat{\mu}$ и стандартным отклонением $\hat{\sigma}$ по формуле

$$z_i = x_i\hat{\sigma} + \hat{\mu}. \qquad (1.1)$$

Затем случайные величины z_i трансформируются в распределение Пирсона III типа с помощью соответствующих таблиц.

Расчет автокоррелированных нормально распределенных чисел моделируемого ряда осуществляется по рекурентной зависимости

$$k_{i+1} = 1 + r(k_i - 1) + C_v\sqrt{1-r^2}\,\Phi_p, \qquad (1.2)$$

где k_{i+1}, k_i — модульные коэффициенты; $\Phi_p = (k_p - 1)/C_v$; C_v —

безусловный коэффициент вариации; P — равномерно распределенное случайное число, принимаемое за обеспеченность.

$$C_{v\,усл} = C_v\sqrt{1-r^2}, \qquad (1.3)$$

где r — автокорреляция при $\tau=1$; τ — параметр сдвига.

Расчет по зависимости (1.2) осуществляется для $(i+1)$-го члена нормально распределенной совокупности, которое затем трансформируется в распределение Пирсона III типа.

3. Вычисление выборочных статистик критериев.

Моделирование случайных чисел из распределения Пирсона III типа с заданными параметрами осуществляется n раз (n — задаваемый объем выборки). По сформированной выборке рассчитываются задаваемые статистики критериев. Процедура формирования выборок и расчета статистик повторяется M раз. По полученным M статистикам критериев строится их эмпирическое распределение и с его сглаженной аппроксимации снимаются обеспеченные значения, соответствующие определенным уровням значимости α.

Сравнение расчетных значений статистик при моделировании с полученными ранее теоретическими значениями при $C_s=0$, $r(1)=0$ позволяет оценить точность результатов расчета, получаемых при моделировании. Если необходимая точность не достигнута, M увеличивается. Вычисления статистик критериев осуществлялись для каждого варианта задаваемых n, C_s, r. Как показали предварительные расчеты, ни среднее $\bar{x}$, ни среднее квадратическое отклонение S не оказывают влияния на обеспеченные значения статистик всех критериев, поэтому при всех дальнейших расчетах $\bar{x}$ и S принимались равными единице.

1.2.2. Обобщение критериев оценки резко отклоняющихся элементов выборки

Выбор критериев и их свойства. Неоднородность эмпирических распределений гидрологических характеристик часто бывает обусловлена наличием одного или нескольких экстремальных значений рассматриваемой гидрологической характеристики, значимо отличающейся от остальной совокупности. Подобная ситуация может возникнуть по следующим причинам:

1) экстремальные значения расходов воды являются погрешностями измерений или могут быть опечатками в справочных изданиях и при занесении на технический носитель информации (магнитную ленту, перфокарты и т. п.);

2) экстремальные значения расходов воды имеют качественно иной генезис формирования. Например, максимальные расходы воды, входящие в один временно́й ряд, могут быть сформированы как за счет таяния снега, так и от дождевых паводков. Таким же образом, в последовательности минимальных срочных расхо-

дов воды могут наблюдаться расходы, которые сформированы только за счет подземного стока, и расходы воды, которые имеют дождевую составляющую, существенно превышающую подземную или грунтовую составляющую в формировании стока;

3) экстремальные расходы воды имеют действительную обеспеченность, существенно отличающуюся от эмпирической обеспеченности, полученной по ряду наблюдений.

В первых двух случаях необходимо избавляться от неоднородности путем исключения ошибочных данных или разделением единой совокупности на генетически однородные, а в последнем — необходимо определить более правильное значение эмпирической обеспеченности за счет использования информации по меткам высоких вод, по водотокам-аналогам с более продолжительными рядами наблюдений с использованием исторических материалов по наблюдавшимся экстремальным явлениям. В этом случае оценку параметров распределения следует осуществлять в соответствии с работами [67, 69]. Однако качественный анализ эмпирических распределений не всегда приводит к надежным выводам, поэтому часто используются соответствующие статистические критерии. Их применение необходимо по следующим обстоятельствам:

1) причины, обусловливающие неоднородность эмпирического распределения расходов воды, не всегда могут быть установлены;

2) далеко не всегда можно однозначно визуально выделить резко отклоняющиеся величины, поэтому для объективной оценки необходим количественный показатель различия между группой экстремальных значений и остальной совокупностью;

3) статистический показатель однородности позволяет оценить статистически значимое различие между отклоняющимися величинами и остальной совокупностью гидрологических характеристик при данном объеме выборки с задаваемой надежностью (вероятностью);

4) применение статистического показателя однородности органически вписывается в общую методологию статистических методов, используемых при расчетах стока, т. е. характеризует единообразие используемого математического аппарата как на стадии анализа данных, так и в дальнейших расчетах.

В гидрологии для оценки резко отклоняющихся экстремальных величин в ранжированной последовательности наибольшее применение получили критерии Диксона [9, 52] и Смирнова — Граббса [79]. Преимущество их по сравнению со многими другими критериями в том, что статистики этих критериев определяются только по выборочным экспериментальным данным [20]. Как и большинство критериев порядковых статистик, критерии Диксона и Смирнова — Граббса инвариантны относительно прибавления постоянной величины ко всем выборочным значениям, умножения их на постоянную и перестановки индексов. Поэтому

ни средние, ни среднее квадратическое отклонение не влияют на статистики порядковых критериев.

Помимо статистических критериев, предназначенных для анализа одной индивидуальной выборки, в гидрологии оценка резко отклоняющихся значений производится также статистическими методами по совокупности рядов наблюдений. Подобные методы не рассматриваются в настоящей работе, но приводятся в [5, 104, 110].

В связи с тем что критерии Диксона и Смирнова — Граббса наиболее эффективны в практическом использовании, далее производится их обобщение для корректного приложения к анализу рядов гидрологических характеристик.

Обобщение критериев Диксона. Критерии Диксона предназначены для статистического анализа одного или нескольких резко отклоняющихся значений в выборке. Распределения статистик критериев впервые получены В. Диксоном [108] при условии нормального распределения генеральной совокупности и выборок объема n, где $n=3\,(6)\div 30$. Общая формула статистик для максимального члена y_N ранжированной выборки имеет вид

$$DK_N=(y_N-y_{N-i})/(y_N-y_{j+1}), \tag{1.4}$$

где DK_N — статистика Диксона; $i=1, 2$; $j=1, 2$; $K=1, 2, \ldots, 6$.

В практике гидрологических расчетов критерии Диксона получили широкое применение, начиная с работ [9, 52, 79]. В настоящей работе пять критериев Диксона были обобщены для гидрологических последовательностей из распределения Пирсона III типа с внутрирядной связанностью между смежными членами. Кроме того, расширен диапазон применения критериев для выборок объемом от 30 до 100 элементов.

Статистики критериев Диксона рассчитываются по следующим формулам:

а) для максимального члена y_N ранжированной выборки

$$D1_N=(y_N-y_{N-1})/(y_N-y_1), \tag{1.5}$$

$$D2_N=(y_N-y_{N-1})/(y_N-y_2), \tag{1.6}$$

$$D3_N=(y_N-y_{N-2})/(y_N-y_2), \tag{1.7}$$

$$D4_N=(y_N-y_{N-2})/(y_N-y_3), \tag{1.8}$$

$$D5_N=(y_N-y_{N-2})/(y_N-y_1), \tag{1.9}$$

б) для минимального члена y_1 ранжированной выборки

$$D1_1=(y_1-y_2)/(y_1-y_N), \tag{1.10}$$

$$D2_1=(y_1-y_2)/(y_1-y_{N-1}), \tag{1.11}$$

$$D3_1=(y_1-y_3)/(y_1-y_{N-1}), \tag{1.12}$$

$$D4_1=(y_1-y_3)/(y_1-y_{N-2}), \tag{1.13}$$

$$D5_1=(y_1-y_3)/(y_1-y_N). \tag{1.14}$$

Таблицы критических значений статистик, рассчитанные В. Диксоном для нормального распределения, одинаковы для соответственных максимальных и минимальных членов ранжированной последовательности. Расчет статистик обобщенных критериев Диксона в настоящей работе проводился по представленному ранее алгоритму моделирования на ЭВМ ЕС-1022 с применением метода статистических испытаний. Программа моделирования

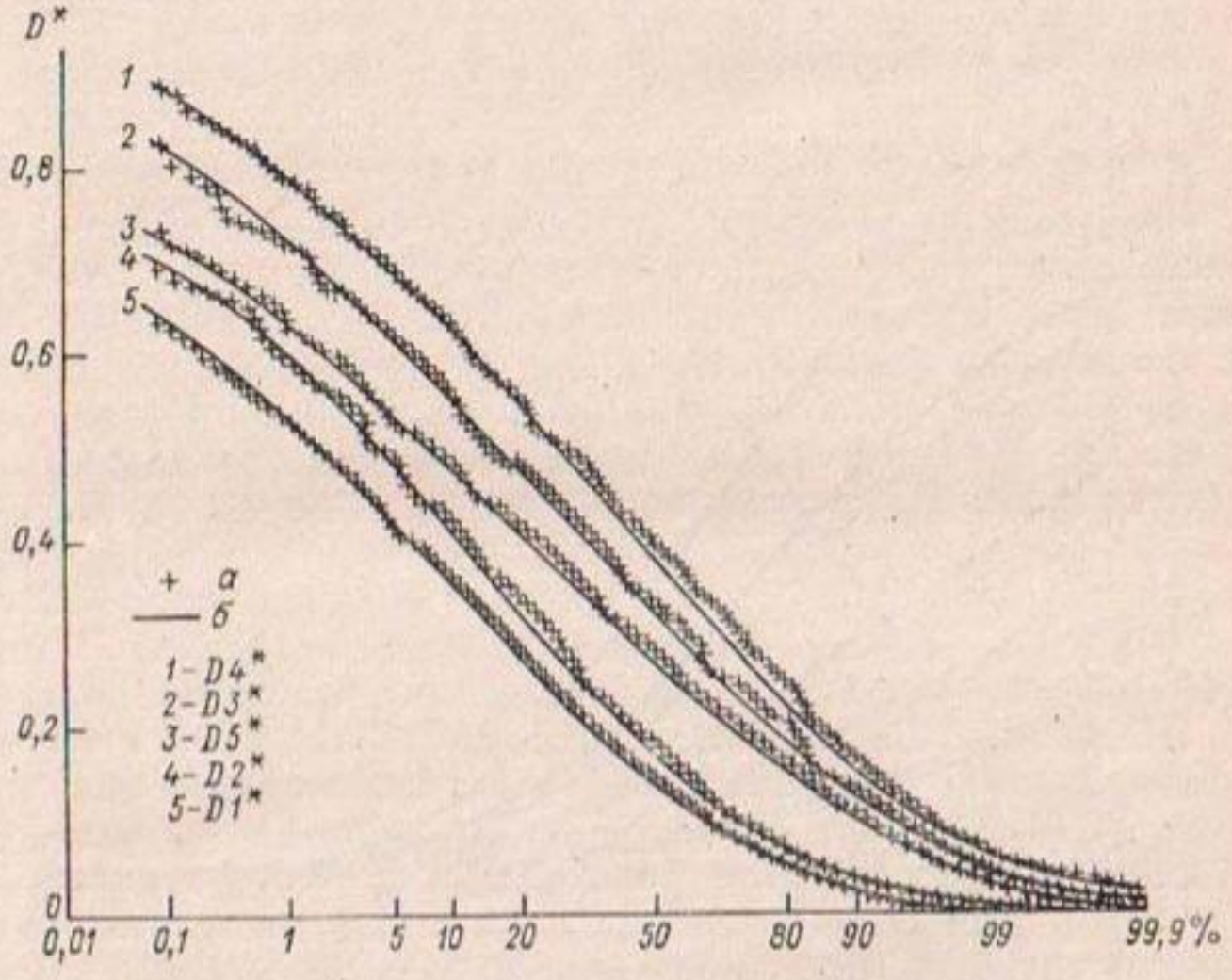


Рис. 1.1. Эмпирические (*а*) и теоретические (*б*) распределения статистик Диксона для $n=10$.

составлена в ГГИ А. П. Блохиной. Для практических целей можно принять допустимую погрешность вычисления статистик $\Delta \leqslant 0{,}01$. При этом установлено, что для получения необходимой точности вычислений объем последовательности рассчитываемых статистик равен 2000 для всех объемов выборок n от 10 до 100.

Сравнение распределений статистик, полученных Диксоном [108] для нормального распределения при $n=10$ и рассчитанных с помощью МСИ для тех же условий, приводится на рис. 1.1. Из рисунка видно, что систематические расхождения между эмпирическими и теоретическими распределениями отсутствуют и их соответствие можно принять по критерию согласия Колмогорова [16] с вероятностью $P>99\ \%$.

Расчет статистик обобщенных критериев осуществлялся для выборок объема $n=6$, 10, 20, 30, 50, 70 и 100 из распределения

Пирсона III типа. Коэффициент асимметрии C_s назначался равным 0; 0,5; 1; 1,5; 2 и 3; коэффициент корреляции между смежными членами ряда $r=0$; 0,5; 0,9.

На рис. 1.2 показано влияние асимметрии и автокорреляции на распределения критических значений статистики ($D1^*$: $D1_1^*$ и $D1_N^*$). Для симметричного нормального распределения, как видно из рисунка, распределения статистики $D1^*$ для N-го ($D1_N^*$) и 1-го ($D1_1^*$) члена ранжированной последовательности совпа-

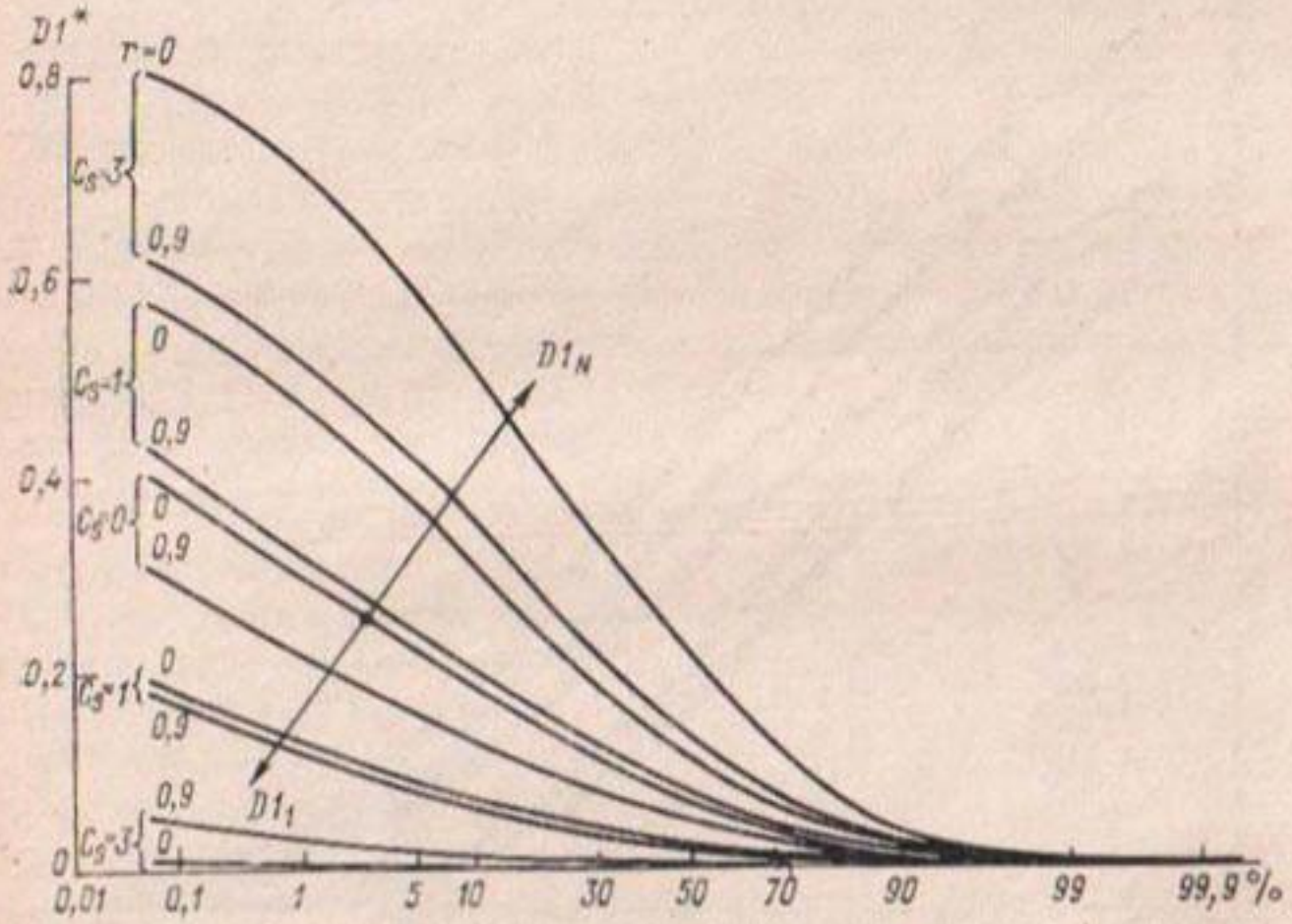


Рис. 1.2. Влияние асимметрии и автокорреляции на распределение критических значений статистики критерия Диксона (D1).

дают. Значимая асимметрия в исходных выборках ($C_s>0$) приводит к увеличению критических значений статистики $D1_N$ и уменьшению $D1_1$. Влияние внутрирядной корреляции на критические значения статистики D1 не столь существенно по сравнению с влиянием асимметрии исходного ряда. Однако можно отметить, что автокорреляция уменьшает критические значения статистик для наибольшего члена ранжированной последовательности и увеличивает их значения для наименьшего. При этом чем больше C_s, тем в большей степени сказывается влияние автокорреляции.

Большая чувствительность критериев Диксона к отклонениям от нормального распределения позволяет сделать вывод о некорректном использовании этих критериев для анализа выборок из асимметричных распределений.

Для практического применения критериев Диксона необходимо определить коэффициент асимметрии анализируемого ряда, который вычисляется с большой погрешностью для выборок малого объема. Оценить значимость коэффициента асимметрии по отдельной выборке можно при $n \geqslant 25$ [15] и значимость коэффициента автокорреляции при $n \geqslant 3$ [31]. Однако оценки этих параметров крайне ненадежны по выборке небольшого объема, если к тому же в ней имеются аномальные значения. Поэтому более надежная оценка как C_s, так и r может быть получена по совокупности данных рядов-аналогов, находящихся в однородном районе [81].

Зависимости параметров распределения критических значений статистики Диксона D1* (среднего $\bar{D}1$, среднего квадратического отклонения S_{D1}, коэффициента асимметрии C_{sD1}) от коэффициентов асимметрии C_s и автокорреляции r анализируемой выборки объема $n=10$ приведены на рис. 1.3. Как видно из рисунка, асимметрия исходной выборки оказывает большее влияние на параметры распределений критических значений статистик, чем автокорреляция, влияние которой начинает заметно сказываться при $r>0{,}5$.

Распределения статистик критериев Диксона, обобщенных для последовательностей из распределения Пирсона III типа с внутрирядной связанностью достаточно удовлетворительно аппроксимируются аналитическим распределением Пирсона III типа. В качестве примера в табл. 1.1 приведены аналитические аппроксимации некоторых распределений статистики $D1_N$ при $n=10$. Аналитическое распределение дает несколько завышенные значения статистик при малых уровнях значимости α и заниженные при $\alpha>0{,}9$. Однако в областях, обычно представляющих практический интерес при проверке статистических гипотез ($\alpha=0{,}01 \div 0{,}1$), соответствие между ординатами эмпирических и аналитических распределений статистик можно считать вполне удовлетворительным. Поэтому распределение Пирсона III типа можно рекомендовать для расчета критических значений статистик Диксона при задаваемых уровнях значимости.

Критические значения критериев Диксона, обобщенные для распределения Пирсона III типа с учетом внутрирядной связи между смежными членами ряда, для уровней значимости $\alpha=1$, 5 и 10 % в зависимости от n, C_s и r приведены в рекомендациях [73].

Последовательность анализа по обобщенным критериям Диксона состоит в следующем. Для анализируемой выборки определяются расчетные значения статистик $\hat{D}$ по формулам (1.5)—(1.14). Далее необходимо определить коэффициенты асимметрии и автокорреляции, надежные оценки которых рассчитываются или непосредственно по продолжительному ряду наблюдений, или

по совокупности рядов на реках-аналогах, если исходный ряд небольшой. Расчетные значения статистик Диксона сравниваются с соответствующими критическими D*. Если $\hat{D} > D^*$ при выбранном уровне значимости α и установленных C_s, r и n, то нулевая

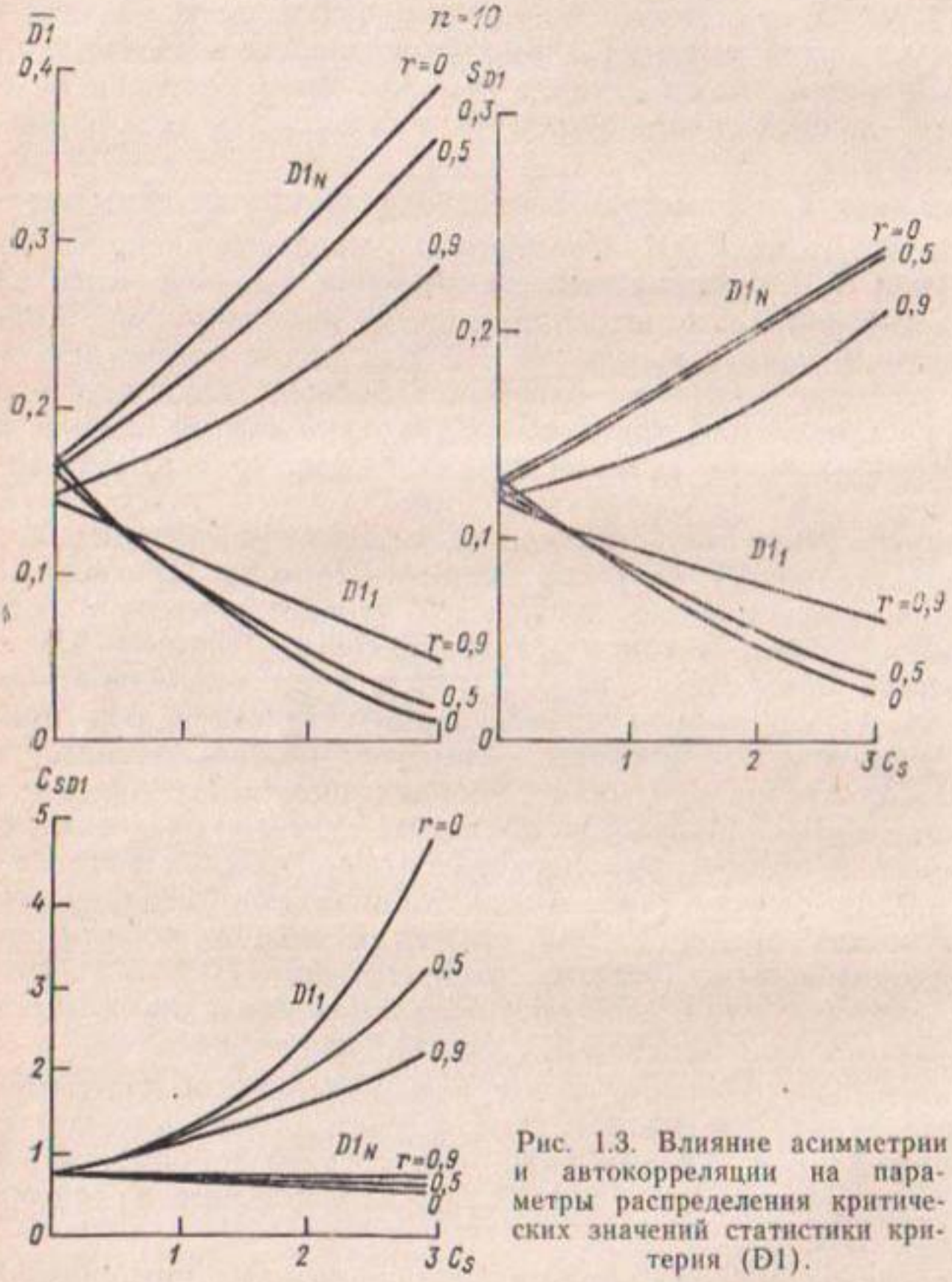


Рис. 1.3. Влияние асимметрии и автокорреляции на параметры распределения критических значений статистики критерия (D1).

гипотеза H_0 о принадлежности элементов анализируемой выборки к одной совокупности отвергается и принимается альтернативная H_1 о том, что одно или несколько экстремальных значений принадлежат другой совокупности.

Таблица 1.1

Ординаты эмпирических распределений критических значений статистики $D1_N$ и распределений Пирсона III типа для $n = 10$

r	Распределение	α						
		0,005	0,01	0,02	0,05	0,10	0,20	0,30
		$C_s = 0$						
0	Эмпирическое	0,54	0,53	0,49	0,41	0,35	0,28	0,22
	Пирсона III	0,56	0,53	0,49	0,40	0,34	0,27	0,22
0,9	Эмпирическое	0,56	0,47	0,45	0,38	0,32	0,24	0,19
	Пирсона III	0,59	0,52	0,46	0,37	0,31	0,24	0,19
		$C_s = 1,0$						
0	Эмпирическое	0,67	0,65	0,61	0,55	0,48	0,39	0,32
	Пирсона III	0,70	0,67	0,62	0,53	0,46	0,37	0,31
0,9	Эмпирическое	0,62	0,58	0,52	0,45	0,38	0,30	0,24
	Пирсона III	0,65	0,59	0,53	0,44	0,37	0,29	0,23
		$C_s = 2,0$						
0	Эмпирическое	0,80	0,77	0,74	0,67	0,60	0,51	0,43
	Пирсона III	0,84	0,80	0,76	0,67	0,59	0,49	0,42
0,9	Эмпирическое	0,75	0,61	0,63	0,56	0,46	0,37	0,30
	Пирсона III	0,79	0,64	0,62	0,54	0,45	0,36	0,29
		$C_s = 3,0$						
0	Эмпирическое	0,90	0,87	0,85	0,79	0,72	0,62	0,54
	Пирсона III	0,99	0,93	0,89	0,79	0,70	0,59	0,52
0,9	Эмпирическое	0,89	0,83	0,80	0,69	0,59	0,47	0,38
	Пирсона III	0,94	0,86	0,80	0,67	0,57	0,45	0,37

r	Распределение	α						
		0,40	0,50	0,60	0,70	0,80	0,90	0,95
		$C_s = 0$						
0	Эмпирическое	0,18	0,15	0,12	0,09	0,06	0,03	0,015
	Пирсона III	0,19	0,16	0,12	0,10	0,06	0,02	0,00
0,9	Эмпирическое	0,16	0,12	0,10	0,07	0,05	0,03	0,01
	Пирсона III	0,16	0,13	0,10	0,08	0,05	0,02	0,00
		$C_s = 1,0$						
0	Эмпирическое	0,26	0,21	0,17	0,13	0,09	0,04	0,02
	Пирсона III	0,26	0,22	0,18	0,14	0,10	0,05	0,00
0,9	Эмпирическое	0,19	0,15	0,12	0,09	0,06	0,03	0,01
	Пирсона III	0,19	0,16	0,13	0,10	0,06	0,03	0,00

Продолжение табл. 1.1

r	Распределение	α						
		0,40	0,50	0,60	0,70	0,80	0,90	0,95
		$C_s = 2{,}0$						
0	Эмпирическое	0,36	0,29	0,23	0,18	0,12	0,06	0,03
	Пирсона III	0,35	0,30	0,25	0,20	0,14	0,07	0,01
0,9	Эмпирическое	0,24	0,19	0,15	0,11	0,08	0,04	0,02
	Пирсона III	0,24	0,20	0,16	0,12	0,08	0,03	0,00
		$C_s = 3{,}0$						
0	Эмпирическое	0,46	0,38	0,31	0,24	0,17	0,09	0,04
	Пирсона III	0,45	0,39	0,33	0,27	0,20	0,11	0,03
0,9	Эмпирическое	0,31	0,24	0,20	0,15	0,10	0,05	0,02
	Пирсона III	0,32	0,26	0,22	0,15	0,11	0,05	0,00

Обобщение критерия Смирнова — Граббса. Проверить выборку на наличие одного резко отклоняющегося значения можно при помощи статистики G, которая вычисляется по формулам:

для максимального члена выборки

$$G_N = (y_N - \bar{y})/S, \tag{1.15}$$

для минимального члена выборки

$$G_1 = (\bar{y} - y_1)/S, \tag{1.16}$$

где $\bar{y}$ — среднее значение анализируемой последовательности; S — среднее квадратическое отклонение.

Впервые о подобной статистике упоминается в работе К. Пирсона [111]. Известный советский математик Н. В. Смирнов исследовал распределение статистики G и составил таблицы α %-ных значений для $3 \leqslant n \leqslant 20$ [15, 85]. Более подробно распределение этой статистики изучено Ф. Граббсом [109]. Поэтому в отечественной литературе по математической статистике критерий G получил название критерия Смирнова — Граббса.

Критерий Смирнова — Граббса предназначен для анализа выборок из нормального распределения, поэтому он, как и критерии Диксона, был обобщен для автокоррелированных последовательностей из распределения Пирсона III типа. Статистики обобщенного критерия определялись с использованием МСИ для выборок объема n, равного 6, 10, 20, 30, 50, 70 и 100 из генеральной совокупности, принадлежащей распределению Пирсона III типа, общим объемом $N = 2000\ n$. Коэффициенты асимметрии G_* генеральной совокупности назначались равными 0; 0,5; 1,0; 1,5; 2,0; 3,0 и коэффициенты автокорреляции r — равными 0, 0,5, 0,9.

Ряды гидрологических характеристик, используемые для анализа и расчетов, чаще всего имеют продолжительность наблюдений не менее 20—30 лет. Для выборки объема $n=20$ при $C_s=0$ и $r=0$ можно сравнить 1,5 и 10 %-ные критические значения статистик Смирнова — Граббса, приведенные в работах [15, 86], со значениями статистик, полученных в настоящей работе:

α	0,01	0,05	0,10
$G_т$	2,96	2,62	2,45
$G_м$	2,94	2,60	2,44

где $G_т$ — табличные теоретические значения статистик Смирнова — Граббса при α %-ном уровне значимости; $G_м$ — α %-ные критические значения, полученные на основе МСИ.

Как видно из приведенного примера, небольшая систематическая погрешность по данным моделирования ($\Delta=|G_т-G_м|$) убывает с увеличением уровня значимости и при $n\geqslant30$ погрешность $\Delta<0{,}01$ для всех $\alpha\geqslant0{,}01$.

В общем случае рассчитанные критические значения статистики Смирнова — Граббса приводятся с точностью до 0,01. Абсолютная погрешность Δ по данным моделирования для $C_s=0$ и $r=0$ в среднем для α в интервале от 1 до 10 % составляет:

n	6—10	10—20	20—30	>30
Δ	0,05	0,03	0,02	<0,01

Поэтому объем генеральной совокупности N, из которого формируется 2000 выборочных статистик критерия Смирнова — Граббса, можно считать достаточным для определения α %-ных квантилей распределения статистик. Для каждого варианта назначенных C_s, r и выборок объема n по 2000 значений статистик Смирнова — Граббса построены их эмпирические распределения. Затем эти распределения графически аппроксимировались и с них были определены α %-ные квантили (1, 5 и 10 %-ные).

Влияние автокорреляции и асимметрии на статистики критерия Смирнова — Граббса G_N при $\alpha=5$ % показано на рис. 1.4, из которого следует, что автокорреляция анализируемых выборок уменьшает критические значения статистик и влияние автокорреляции возрастает по мере увеличения асимметрии. Асимметрия оказывает противоположное влияние и увеличивает статистику G_N. Компенсационный эффект от одновременного влияния C_s и r может наблюдаться в частных случаях при малых C_s и больших r.

В общем случае можно сделать вывод о некорректном использовании критических значений статистик Смирнова—Граббса, определенных в предположении нормального распределения анализируемой совокупности, тогда как в действительности ее распределение асимметричное и имеет место значимая автокорреляция между смежными членами. Поэтому для асимметричных распределений использование критериев, основанных на теории нормального распределения, в ряде случаев приводит к тому, что

выявленное «аномальное» событие в действительности указывает на отличие распределения анализируемой выборки от нормального. Полученный вывод вполне согласуется с опубликованными ранее работами по анализу иных асимметричных распределений [17, 107].

Для статистики G_1 получено, что асимметрия исходных выборок уменьшает критические значения статистик, а автокорре-

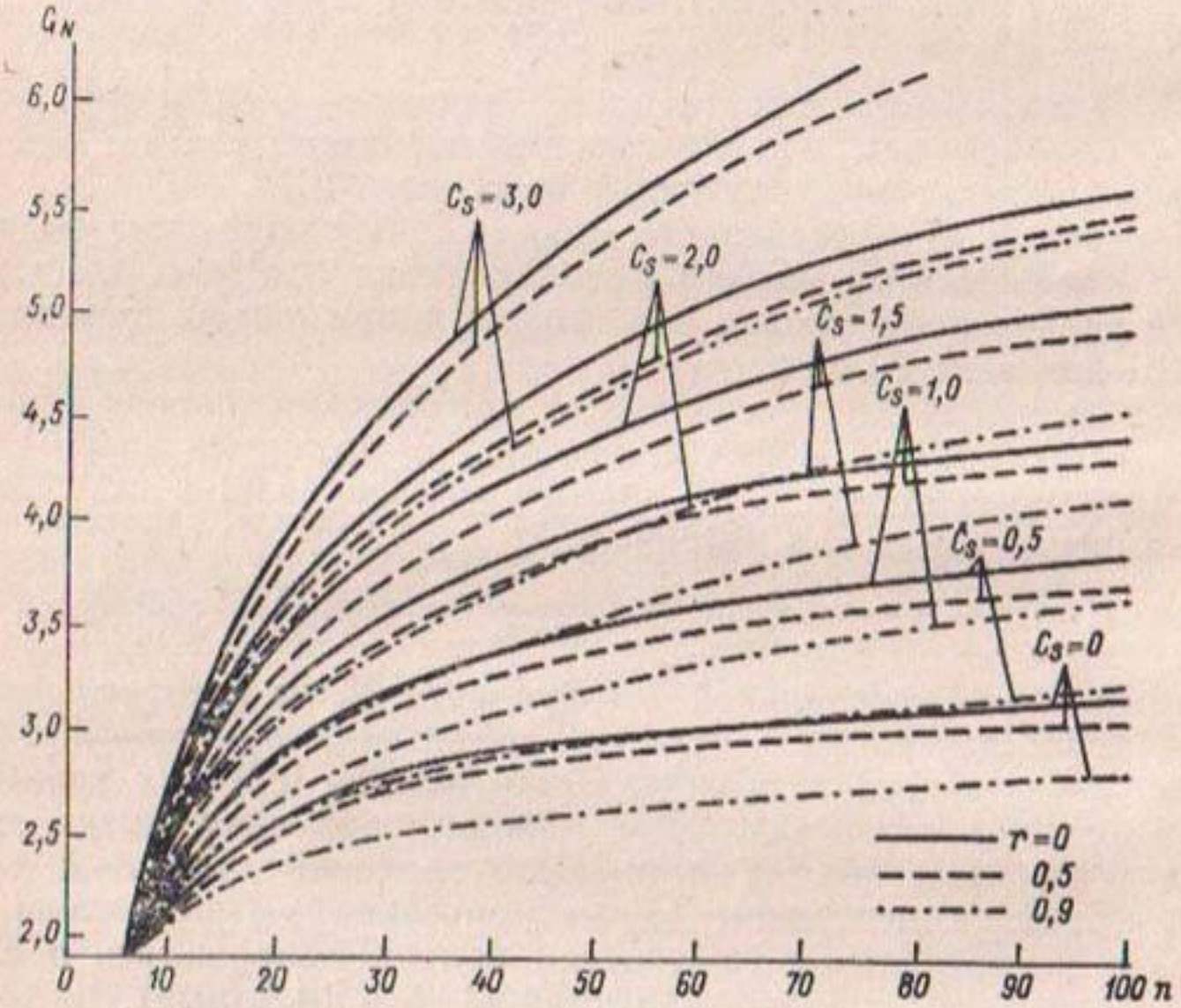


Рис. 1.4. Влияние асимметрии и автокорреляции на статистику G_N критерия Смирнова — Граббса при $\alpha=5\ \%$.

ляция их несколько увеличивает. Кроме того, влияние r не одинаково при малых и больших значениях C_s. В качестве примера на рис. 1.5 показано влияние C_s и r на критические значения статистики G_1 при $\alpha=5\ \%$.

Наиболее существенным вопросом при сравнении расчетных и критических значений статистик Смирнова — Граббса, представленных, например, в [73], является оценка выборочных значений C_s и r. Так же как и для критериев Диксона, надежная оценка этих параметров может быть произведена по совокупности рядов-аналогов, находящихся в однородном районе.

Распределения критических значений статистик критерия Смирнова — Граббса удовлетворительно аппроксимируются ана-

литическим распределением Пирсона III типа. В табл. 1.2 приведены квантили графически сглаженного эмпирического распределения статистик (G_1 и G_N) и аналогичные квантили распределения Пирсона III типа. При $\alpha=1\,\%$ аналитическое распределение в основном дает несколько заниженные значения статистик, однако погрешность их несущественна ($\Delta\leqslant 0{,}02$) и при $\alpha>5\,\%$ соизмерима с погрешностью расчета этих статистик с помощью моделирования по МСИ. Поэтому можно принять, что

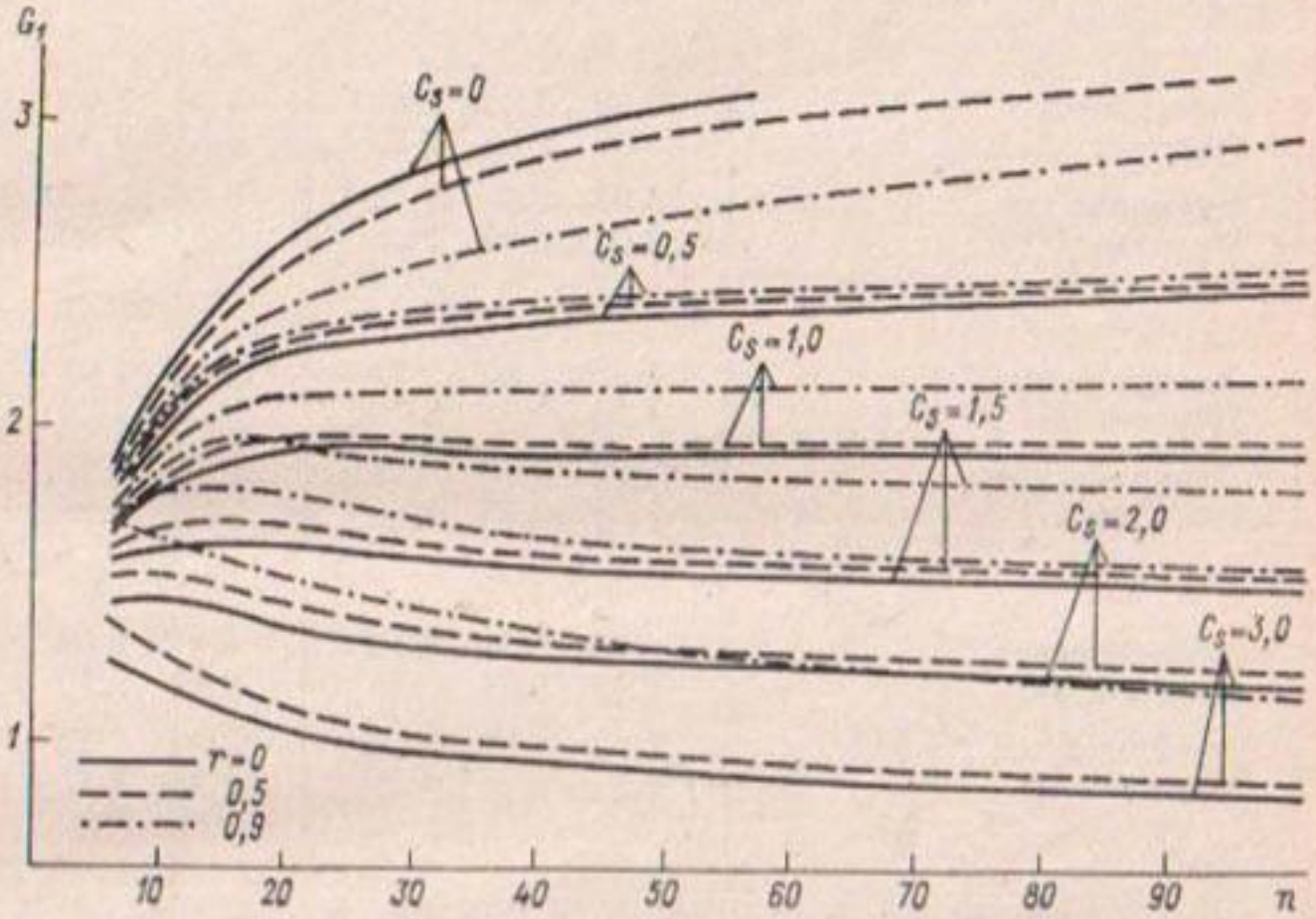


Рис. 1.5. Влияние асимметрии и автокорреляции на статистику G_1 критерия Смирнова — Граббса при $\alpha=5\,\%$.

распределение критических значений статистик обобщенного критерия Смирнова — Граббса принадлежит распределению Пирсона III типа. Для практического использования обобщенного критерия Смирнова — Граббса рекомендуются критические значения статистик при $\alpha=1{,}5$ и $10\,\%$, которые приведены в [73].

Для того чтобы проверить несколько отклоняющихся от общей совокупности величин или оценить однородность эмпирической функции распределения, можно применить обобщенные критерии Диксона и Смирнова — Граббса для ряда B_i, который формируется из ряда ранжированных значений y_i с использованием следующих преобразований:

$$B_i=\Delta y_i/\Delta U_i, \tag{1.17}$$

где Δy_i — последовательные разности ранжированных значений

Таблица 1.2

Эмпирические распределения критических значений статистик G_N и G_1 и их аппроксимация распределением Пирсона III типа при $n = 50$

r	Распределение	α					
		0,01	0,05	0,10	0,01	0,05	0,10
		G_N			G_1		
		$C_s = 0$					
0	Эмпирическое	3,38	3,00	2,81	3,38	3,00	2,81
	Пирсона III	3,36	2,98	2,79	3,36	2,98	2,79
0,9	Эмпирическое	3,08	2,67	2,52	3,08	2,67	2,52
	Пирсона III	3,04	2,69	2,53	3,04	2,69	2,53
		$C_s = 1,0$					
0	Эмпирическое	4,59	4,00	3,74	2,05	1,91	1,83
	Пирсона III	4,55	3,97	3,70	2,03	1,89	1,82
0,9	Эмпирическое	3,72	3,25	3,05	2,40	2,10	1,96
	Пирсона III	3,68	3,25	2,05	2,33	2,08	1,96
		$C_s = 3,0$					
0	Эмпирическое	6,06	5,51	5,15	0,97	0,89	0,84
	Пирсона III	6,12	5,44	5,08	0,96	0,89	0,84
0,9	Эмпирическое	5,23	4,61	4,25	1,46	1,28	1,17
	Пирсона III	5,21	4,58	4,27	1,48	1,27	1,17

y_i; ΔU_i — последовательные разности нормализованных значений U_i [2], которые соответствуют упорядоченным значениям через

$$P_i = m/(n+1), \tag{1.18}$$

где P_i — эмпирическая вероятность упорядоченного i-го элемента, m — его порядковый номер.

В том случае, если исходная анализируемая последовательность y_i неоднородна, в точке разрыва однородных групп ряд B_i имеет «выброс». Предлагаемым способом можно не только качественно установить неоднородность эмпирической функции распределения, но и определить количество величин в каждой однородной группе. Оценка эффективности предлагаемого приема приведена в работе [60].

Примеры использования обобщенных критериев Диксона и Смирнова — Граббса. Практическое применение критериев, обобщенных для распределения Пирсона III типа и автокоррелированных рядов наблюдений, было рассмотрено на следующих примерах.

Пример 1. Статистический анализ временного ряда на резко отклоняющиеся величины по критерию Диксона.

Для анализа выбран ряд средних суточных максимальных расходов воды весеннего половодья на р. Онеге у д. Надпорожский Погост с общим периодом наблюдений $n=90$ лет (1885—1916, 1918—1975 гг.). Эмпирическая кривая обеспеченности для этого ряда представлена на рис. 1.6. Одно значение максимального расхода резко отклоняется от основной совокупности. Можно предположить, что либо экстремальное значение ($Q=868$ м^3/с)

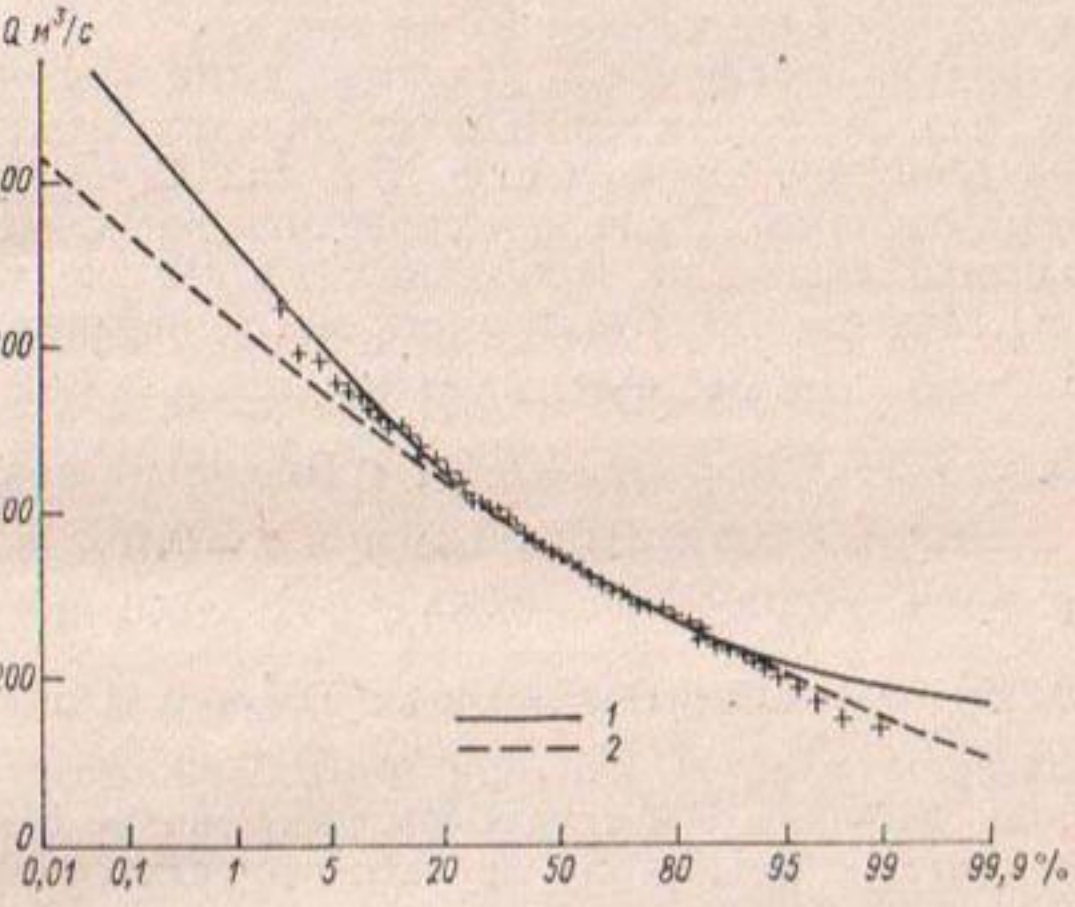


Рис. 1.6. Эмпирическое распределение максимальных расходов воды на р. Онеге у д. Надпорожский Погост и его аналитическая аппроксимация распределением Пирсона III типа.

1 — весь ряд наблюдений, *2* — ряд наблюдений без максимума.

обусловлено погрешностью измерения, либо расход сформирован комплексом метеорологических факторов редкой повторяемости, и истинную эмпирическую обеспеченность возможно определить по короткой выборке.

По формулам (1.5)—(1.14) рассчитывались статистики Диксона для максимального члена анализируемого ряда: $\widehat{D1}_N=0{,}308$; $\widehat{D2}_N=0{,}311$; $\widehat{D3}_N=0{,}308$; $\widehat{D4}_N=0{,}384$ и $\widehat{D5}_N=0{,}404$. Если предположить, что эмпирическое распределение максимальных расходов воды аппроксимируется нормальным законом распределения, можно определить критические значения статистик Диксона при $n=90$, $C_s=0$, $r=0$ и $\alpha=1$ % согласно [73], эти значения равны: $D1_N^*=0{,}26$; $D2_N^*=0{,}28$; $D3_N^*=0{,}29$; $D4_N^*=0{,}31$; $D5_N^*=0{,}32$. При сравнении соответствующих расчетных и критических значений статистик видно, что $\hat{D}_N>D_N^*$ при $\alpha=0{,}01$ для всех критериев.

Поэтому с вероятностью $P>99\,\%$ можно принять гипотезу о наличии резко отклоняющегося максимального значения расхода воды. В этом случае необходимо исключить аномальный экстремум, если это ошибочная величина, или пересчитать его эмпирическую обеспеченность для более продолжительного периода. Если исключить максимальное значение и пересчитать параметры эмпирического распределения при $n'=n-1=89$ лет, то аналитическая аппроксимация эмпирического ряда распределения Пирсона III типа имеет вид, показанный на рис. 1.6.

Однако ряд наблюдений за максимальными расходами воды на р. Онеге у д. Надпорожский Погост является асимметричным и имеет внутрирядную корреляцию, так как $C_s=1{,}13$ и $r=0{,}19$ статистически значимы. Тогда при сравнении расчетных и критических значений статистик, полученных из тех же таблиц при $n=90$, $C_s=1{,}13$ и $r=0{,}19$, будут иметь место неравенства:

$$\widehat{D1}_N=0{,}308<D1^{*}_N=0{,}31 \text{ при } \alpha=0{,}10;$$

$$D2^{*}_N=0{,}28 \text{ при } \alpha=0{,}10<\widehat{D2}_N=0{,}311<D2^{*}_N=0{,}32 \text{ при } \alpha=0{,}05;$$

$$\widehat{D3}_N=0{,}308<D3^{*}_N=0{,}36 \text{ при } \alpha=0{,}10;$$

$$D4^{*}_N=0{,}36 \text{ при } \alpha=0{,}10<\widehat{D4}_N=0{,}384<D4^{*}_N=0{,}40 \text{ при } \alpha=0{,}05;$$

$$D5^{*}_N=0{,}37 \text{ при } \alpha=0{,}10<\widehat{D5}_N=0{,}404<D5^{*}_N=0{,}41 \text{ при } \alpha=0{,}05.$$

Из неравенств следует, что при $\alpha=0{,}05$ гипотезу о наличии «аномальной» величины в исследуемом ряду можно отклонить по всем пяти критериям. Поэтому нет достаточных оснований считать анализируемый ряд максимальных расходов воды неоднородным. Генетический анализ позволил установить, что экстремальный расход воды имеет естественное происхождение, сформирован редким сочетанием стокоформирующих факторов. Аппроксимация всего ряда наблюдений распределением Пирсона III типа также приведена на рис. 1.6 и больше соответствует эмпирическому распределению в областях малых обеспеченностей, чем аппроксимация того же ряда без максимума.

Поэтому при использовании критерия Диксона без учета асимметрии и автокорреляции можно неверно исключить аномальные экстремальные величины и тем самым существенно занизить расчетные максимальные расходы в областях малых обеспеченностей.

Пример 2. Применение обобщенного критерия Смирнова — Граббса для анализа временных рядов на резко отклоняющиеся величины.

Были проанализированы шесть рядов средних суточных минимальных расходов воды 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, р. Шаравка — с. Шаравка. Период наблюдений за стоком для выбранных рядов составляет от 40 до 49 лет.

Значения статистик Смирнова — Граббса, вычисленные для наибольших членов этих рядов, равны: $G_{n_1}=3{,}389$, $\hat{G}_{n_2}=3{,}394$, $\hat{G}_{n_3}=2{,}739$, $\hat{G}_{n_4}=3{,}693$, $\hat{G}_{n_5}=3{,}522$, $\hat{G}_{n_6}=3{,}706$.

При сравнении расчетных значений статистик с критическими G_N^* при условии, что эмпирические ряды соответствуют нормальному распределению, т. е. $C_s=0$ и $r=0$, получается, что гипотеза о присутствии в рядах наблюдений резко отклоняющегося расхода для пяти из шести рядов может быть принята с вероятностью $P>99\,\%$. Однако эмпирические распределения выбранных рядов являются асимметричными и в рядах установлена значимая автокорреляция. Кроме того, анализ как эмпирических кривых распределений минимальных расходов воды, так и рядов метеорологических стокоформирующих факторов не подтвердил гипотезу о наличии «аномальных» величин в выбранных рядах. Во всех случаях не было оснований считать, что наблюденные экстремальные расходы существенно отличны как по своей природе, так и по значению от остальных членов выборок. Поэтому для корректной проверки гипотезы необходимо воспользоваться табличными значениями статистик критерия Смирнова — Граббса, определенных с учетом коэффициентов асимметрии и автокорреляции.

Объем наблюдений каждой отдельной выборки явно недостаточен для получения надежных оценок C_s и r. Поэтому эти характеристики были определены по совокупности рядов в выбранном районе, который можно признать однородным. Признаком однородности служила как территориальная близость постов наблюдений при однородных физико-географических условиях, так и статистический критерий, принцип которого основан на пересечении средних квадратических доверительных интервалов смежных значений параметров C_s, r в ранжированной последовательности [81]. На основании перечисленных условий в однородный район были включены все шесть анализируемых выборок.

Принимая рассчитанные осредненные значения параметров в качестве более надежных оценок C_s и r отдельных коротких рядов, по рекомендациям [73] находим критические значения статистик G_N^* при $C_{s\,N}=1{,}40$ и $r_N=0{,}257$, а также соответствующих n_i $(i=1\div6)$. Сравнение расчетных значений статистик Смирнова — Граббса с критическими, вычисленными с учетом асимметрии и автокорреляции, показало, что $\hat{G}_N<G_N^*$ для $\alpha>0{,}10$. Поэтому есть все основания отклонить гипотезу о наличии резко отклоняющихся величин как маловероятную и принять альтернативную об отсутствии аномальных значений в анализируемых рядах.

Пример 3. Применение критериев Диксона для выявления группы резко отклоняющихся элементов.

В качестве примера рассмотрен ряд максимальных средних

суточных расходов воды на р. Остер — с. Ходунь с периодом наблюдений $n=25$ лет (1951—1975 гг.). Эмпирическое распределение этого ряда представлено на рис. 1.7. Из рисунка видно, что существует заметное различие между верхней частью кривой (восемь значений расходов воды) и нижней частью, состоящей из оставшихся 17 значений. Для проверки однородности эмпирического распределения использован критерий Диксона, который применен к преобразованному ряду B_i по (1.17). Коэффициенты асимметрии и автокорреляции полученного ряда были оценены

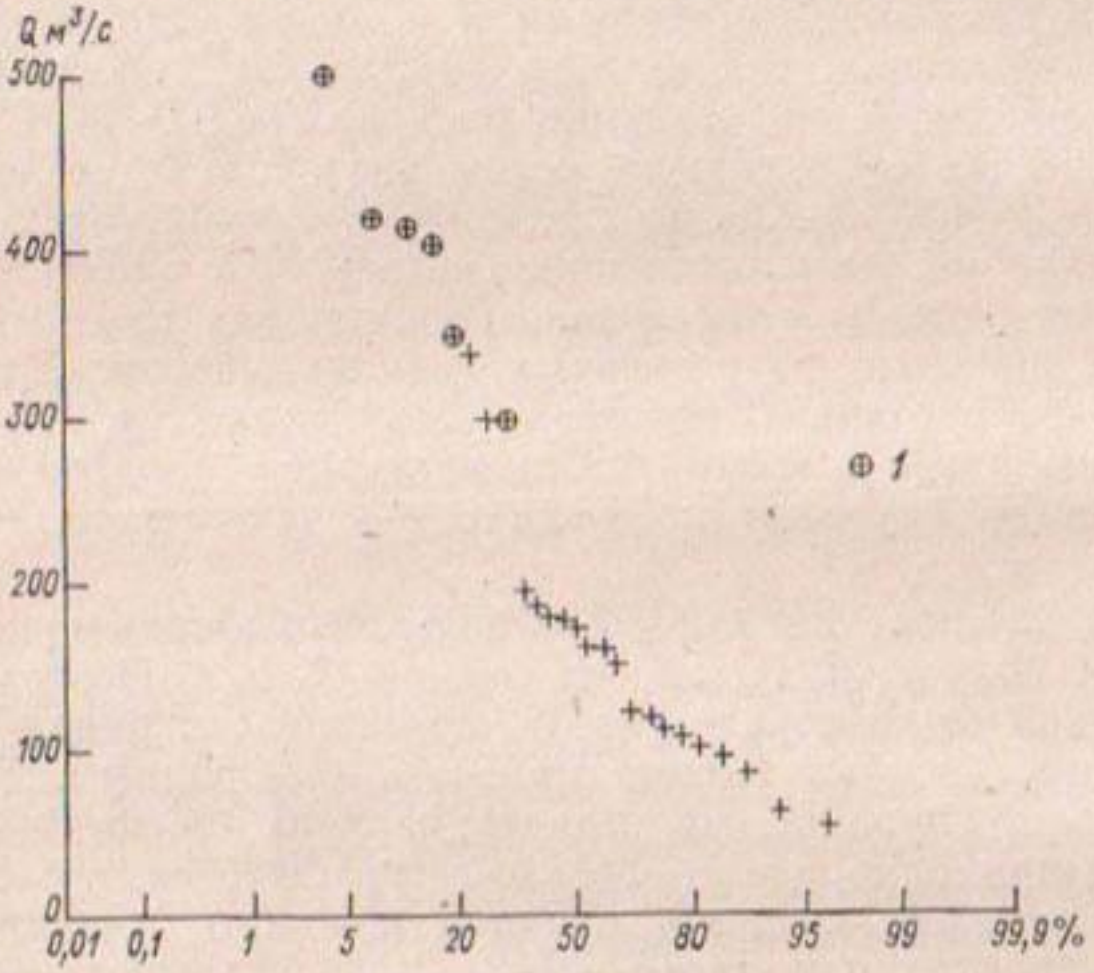


Рис. 1.7. Эмпирическое распределение максимальных расходов воды на р. Остер у с. Ходунь.

1 — наблюденные величины, отмеченные в [74] как сомнительные.

по совокупности шести рядов-аналогов [60]. Коэффициент автокорреляции r ряда B_i оказался статистически незначимым, поэтому он принят равным нулю, коэффициент асимметрии объединенной совокупности $C_s=1{,}5$. Рассчитанные значения статистик Диксона по ряду B_i для р. Остер — с. Ходунь равны: $\widehat{D1}_N=0{,}625$, $\widehat{D2}_N=0{,}625$, $\widehat{D3}_N=0{,}625$, $\widehat{D4}_N=0{,}664$, $\widehat{D5}_N=0{,}669$. Соответствующие им критические значения D_N^* определены при $C_s=1{,}5$, $r=0$ и $\alpha=5\,\%$: $D1_N^*=0{,}28$, $D2_N^*=0{,}50$, $D3_N^*=0{,}62$, $D4_N^*=0{,}58$, $D5_N^*=0{,}58$. Из сравнения расчетных и критических значений статистик следует, что гипотеза о наличии резко отличающегося значения в ряду B_i не отклоняется с вероятностью $P=95\,\%$. Поэтому согласно приведенному выше правилу, ряд максимальных расходов воды имеет «точку возмущения» и является неоднородным, со-

стоящим из двух частей. К первой части ряда принадлежат восемь расходов воды, причем шесть из них отмечены в [74] как сомнительные.

Таким образом, можно признать, что неоднородность эмпирической функции распределения вызвана погрешностями измерений максимальных расходов воды.

1.2.3. Обобщение критериев оценки однородности средних, дисперсий и функций распределения

Нарушение внутрирядной однородности (стационарности) рядов гидрологических характеристик может иметь место в результате естественной изменчивости стока, влияния хозяйственной деятельности и объединения генетически неоднородных гидрологических характеристик в единую совокупность.

Однородность (стационарность) рядов гидрологических характеристик может нарушаться в результате многовековой изменчивости климатических факторов.

Влияние хозяйственной деятельности на речной сток может проявляться в разнообразных формах: от непосредственного воздействия, когда осуществляется перераспределение стока во времени и пространстве (водохранилища, переброски стока и т. д.), до косвенного воздействия на составляющие уравнения водного баланса, осуществляемого через изменение отдельных физико-географических характеристик бассейнов (вырубка лесов и лесопосадки, осушение болот и мелиорация земель и т. д.).

В некоторых из отмеченных случаев оценка однородности по критериям математической статистики может и не потребоваться, поскольку изменения оценок параметров распределения гидрологических характеристик очевидны. Действительно, вряд ли вызовет сомнение неоднородность ряда максимальных расходов воды до и после создания водохранилища, осуществляющего сезонное регулирование стока, или неоднородность изменчивости годового стока до и после создания водохранилища с многолетним регулированием стока.

В тех случаях, когда физического анализа недостаточно для выявления неоднородности ряда наблюдений или требуется оценить, до каких пор изменение параметров распределения гидрологических характеристик под воздействием естественных или искусственных причин может быть признано незначительным (на фоне естественной изменчивости рассматриваемой характеристики), целесообразно использовать статистические критерии. Применение статистических критериев позволяет получить количественные характеристики, которые могут быть непосредственно использованы для анализа однородности рядов гидрологических характеристик и их параметров, а также служить в качестве исходной информации при региональных обобщениях.

Анализ внутрирядной однородности рядов гидрологических

характеристик может быть выполнен двумя способами: 1) на основании парного сравнения, 2) на основе анализа соответствия эмпирических и теоретических кривых распределения выборочных статистик.

Первый способ применяется, когда известна дата нарушения однородности, например дата начала заполнения водохранилища. Указанный способ используется и в том случае, когда исходный ряд наблюдений может быть разделен на две и более совокупности по каким-либо признакам.

Второй способ целесообразно применять, когда данных о конкретной дате нарушения однородности не имеется, но есть основания полагать, что в силу определенных причин (например, агролесомелиораций) может иметь место нарушение однородности исходного ряда. В этом случае оценка однородности может быть выполнена на основе анализа соответствия эмпирических и теоретических кривых распределения выборочных оценок (средних, дисперсий, коэффициентов вариации, асимметрии и корреляции [80]), а также на основании аналогичного анализа выборочных статистик (например, статистик Фишера, Стьюдента и Колмогорова — Смирнова).

Начальный этап оценки однородности по первому способу ничем не отличается от использования классических критериев: на первом этапе выдвигается нуль-гипотеза об однородности ряда H_0 и назначается уровень значимости α. Затем имеющийся ряд наблюдений разбивается на две совокупности: до и после даты нарушения однородности или по генетическим (или каким-либо другим) признакам.

Анализ однородности выборочных дисперсий проводится по критерию Фишера, что связано с особенностями построения критерия Стьюдента. Для оценки однородности по выборке I и выборке II рассчитываются несмещенные оценки дисперсий:

$$S_{\text{I}}^2 = \left[\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x}_{\text{I}})^2\right]/(n-1); \quad S_{\text{II}}^2 = \left[\sum_{j=1}^{m} (x_j - \bar{x}_{\text{II}})^2\right]/(m-1) \quad (1.19)$$

(где $\bar{x}_{\text{I}} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i$, $\bar{x}_{\text{II}} = \frac{1}{m}\sum_{j=1}^{m} x_j$, n, m — соответственно объемы выборок I и II) и статистика Фишера

$$F = S_{\text{I}}^2 / S_{\text{II}}^2. \quad (1.20)$$

При расчетах статистики Фишера принимается, что в числитель берется большая из дисперсий.

Критическое значение статистики Фишера при оценке однородности рядов, имеющих достоверную корреляцию, определяется из таблиц [73] в зависимости от объемов выборок I и II, выборочных коэффициентов автокорреляции и асимметрии.

При объемах выборок n и m, больших или равных 25 членам ряда, возможна аппроксимация обобщенных на случай наличия

корреляции и асимметрии F-распределений классическим распределением Фишера с новым числом степеней свободы. Параметры аппроксимирующего распределения определяются по уравнениям:

$$n_F = ng/\left\{1+\frac{2r^2}{1-r^2}\left[1-\frac{1-r^{2n}}{n(1-r^2)}\right]\right\}, \qquad (1.21)$$

$$m_F = mg/\left\{1+\frac{2r^2}{1-r^2}\left[1-\frac{1-r^{2m}}{m(1-r^2)}\right]\right\}, \qquad (1.22)$$

где g —коэффициент, учитывающий влияние асимметрии исходной совокупности и определяемый по зависимости на рис. 1.8; r — коэффициент корреляции между смежными членами ряда.

Для выборок, объем которых составляет 10—25 членов ряда, необходимые ординаты F-распределения могут быть получены путем интерполяции на основании имеющихся данных [73]. Достаточная точность расчетов будет достигнута при графической интерполяции.

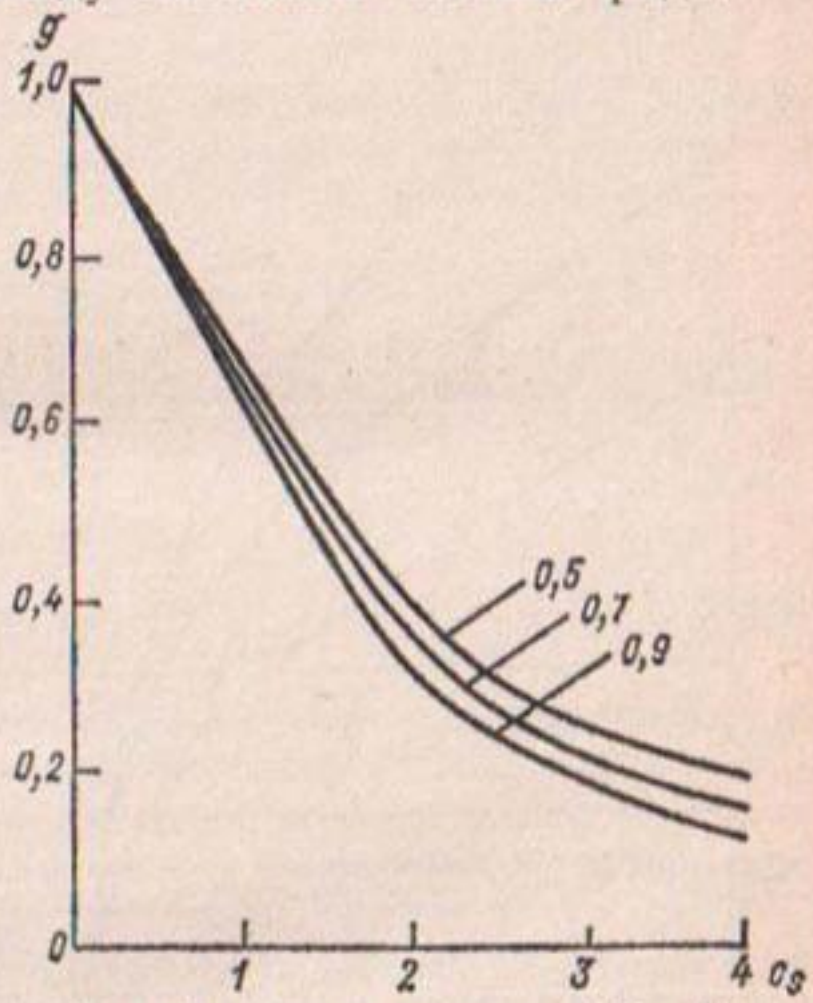


Рис. 1.8. Зависимость $g=f(C_s, R)$.

Таким образом, если при принятом уровне значимости значение статистики Фишера оказалось меньше ее теоретического значения, делается вывод о том, что данные наблюдений не противоречат выдвигаемой гипотезе о статистической однородности исходного ряда. В противном случае, т. е. когда $F>F_\alpha$ с вероятностью $P=1-\alpha$, может быть сделан вывод о неоднородности исходного ряда наблюдений.

Аналогичным образом выполняется оценка однородности выборочных средних. Для этого по выборкам I и II рассчитываются значения оценок среднего, дисперсий и коэффициента автокорреляции. Статистика Стьюдента определяется по уравнению:

$$t=\left[(\bar{x}_{\mathrm{I}}-\bar{x}_{\mathrm{II}})/\left(\sqrt{nS_{\mathrm{I}}^2+mS_{\mathrm{II}}^2}\right)\right]\sqrt{nm(n+m+2)/(n+m)}\,. \qquad (1.23)$$

Полученные значения статистик t сравниваются с их критическими значениями, которые определяются по таблицам из работы [73] или рассчитываются по формуле

$$t'_\alpha = c_t t_\alpha, \qquad (1.24)$$

где t'_α — значение статистики Стьюдента при принятом уровне значимости и коэффициенте автокорреляции в исходной сово-

купности равном r; c_t — коэффициенты, определяемые по таблицам из работ [73, 82] или по рис. 1.9.

Отдельные резко отклоняющиеся значения расходов воды, как показано ранее, оказывают влияние на выборочные статистические параметры и тем самым и на расчетные значения статистик критериев Фишера и Стьюдента. Поэтому, если предварительно не проведен анализ резко отклоняющихся величин, нестационарность средних и в большей степени дисперсий может быть обусловлена как изменением этих параметров во времени, так и наличием одного или нескольких экстремальных расходов воды в одной из частей временно́го ряда, которые приводят к изменению соответствующих параметров. В качестве примера в табл. 1.3 приведены средние квадратические отклонения S одной из половин временно́го ряда минимальных средних месячных расходов воды, где имеются резко отклоняющиеся значения. При сравнении дисперсий этой части ряда с дисперсией остальной половины временной последовательности получено, что ряды являются нестационарными по критерию Фишера с вероятностью более 95 %. Если исключить резко отклоняющиеся значения, имеющие качественно иной характер формирования, то дисперсия данной части ряда существенно уменьшится, что приведет к уменьшению расчетных статистик Фишера F'. В связи с этим качественно изменится и вывод, получаемый в результате оценки по статистическому критерию. В данном случае получено, что при исключении одной или двух резко отклоняющихся величин, можно принять гипотезу об однородности дисперсий двух частей всех рассматриваемых рядов наблюдений и тем самым считать анализируемые ряды стационарными по дисперсиям. При оценке стационарности средних и дисперсий должна соблюдаться следующая последовательность. Прежде всего по обобщенному статистическому критерию Фишера оценивается стационарность дисперсий и лишь только в случае их

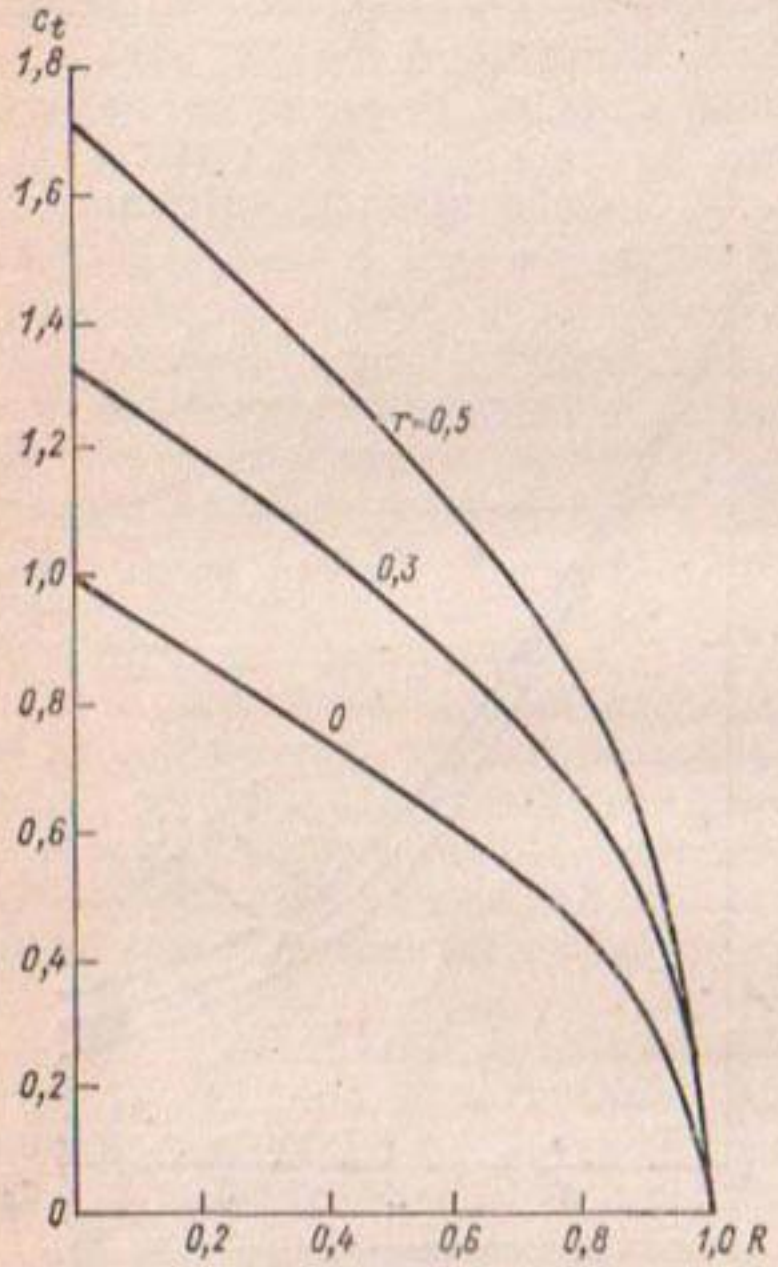


Рис. 1.9. Зависимость $c_t = f(R, r)$.

Таблица 1.3

Влияние резко отклоняющихся величин на расчетные статистики критерия Фишера

Река — пост	S	F	Вывод	S'	F′	Вывод
Мундыбаш — с. Мундыбаш	3,52	4,23	—	2,40	1,98	+
Сев. Сосьва — пгт. Сосьва	307	3,15	—	191	1,22	+
Туба — с. Бугуртак	1850	126	—	190	1,35	+
Куда — с. Грановщина	9,82	3,91	—	5,28	1,13	+
Амга — с. Буяга	43,5	3,92	—	30,6	2,10	+
Амга — с. Амга	48,7	3,30	—	35,3	1,74	+

Обозначения: S' — среднее квадратическое отклонение одной из частей ряда без резко отклоняющихся величин; «+» — гипотеза однородности дисперсий двух частей временного ряда принимается; «—» — гипотеза не принимается.

стационарности есть основания переходить к оценке стационарности средних [42].

Однородность двух выборок можно также оценить по критерию Колмогорова — Смирнова, который свободен от вида распределения сравниваемых выборок. Статистика критерия однородности Колмогорова — Смирнова рассчитывается по формуле

$$d = \max |P_1 - P_2|, \qquad (1.25)$$

где P_1, P_2 — эмпирические обеспеченности двух сравниваемых выборок, которые рассчитываются по формуле (1.18).

Критические значения критерия однородности Колмогорова — Смирнова d^* с учетом корреляции между смежными членами анализируемой последовательности приведены в табл. 1.4. В том случае, если рассчитанные по формуле (1.25) значения статистики Колмогорова — Смирнова превышают критические d^* при выбранном уровне значимости α, гипотезу статистической однородности двух выборок следует отклонить.

Второй способ оценки внутрирядной однородности на основании анализа соответствия эмпирических и теоретических кривых распределения выборочных статистик применяется в том случае, когда дата нарушения однородности не известна. Для этого имеющийся ряд наблюдений, объем которого равен N, разбивается на l выборок меньшего объема n. По каждой выборке n_i, где i изменяется от 1 до l, по формулам рассчитываются значения выборочных статистик (Стьюдента, Фишера, Колмогорова — Смирнова). Если исходить из предположения, что рассматриваемый ряд однороден, то имеющиеся различия между выборочными статистиками могут быть объяснены случайными флуктуациями исходных данных. Последнее означает, что в качестве критерия при проверке гипотезы однородности может быть использовано соот-

Таблица 1.4

Критические значения статистики критерия согласия Колмогорова — Смирнова с учетом автокорреляции

α	r	n						
		7	10	20	30	50	70	100
0,05	0	1,01	1,09	1,18	1,20	1,27	1,34	1,36
	0,5	1,37	1,44	1,61	1,68	1,72	1,72	1,72
	0,9	2,01	2,30	2,92	3,31	3,61	3,72	3,73
0,10	0	0,89	0,95	1,05	1,08	1,14	1,17	1,22
	0,5	1,23	1,29	1,41	1,50	1,52	1,52	1,52
	0,9	1,82	2,11	2,61	2,87	3,08	3,18	3,22
0,20	0	0,77	0,83	0,91	0,93	0,97	1,00	1,07
	0,5	1,09	1,11	1,17	1,21	1,27	1,30	1,32
	0,9	1,60	1,82	2,19	2,39	2,54	2,60	2,68
0,40	0	0,60	0,64	0,72	0,76	0,78	0,79	0,80
	0,5	0,79	0,86	0,94	0,98	1,00	1,03	1,04
	0,9	1,24	1,40	1,66	1,81	1,93	2,00	2,01
0,50	0	0,54	0,56	0,65	0,70	0,72	0,74	0,76
	0,5	0,71	0,78	0,84	0,88	0,91	0,93	0,94
	0,9	1,10	1,24	1,48	1,59	1,68	1,76	1,79

ветствие эмпирических и теоретических кривых распределений выборочных статистик, которое может быть установлено по критериям согласия Колмогорова, χ^2, $n\omega^2$.

В качестве математического ожидания коэффициентов корреляции между смежными членами ряда и коэффициентов асимметрии принимаются значения выборочных коэффициентов автокорреляции и асимметрии, рассчитанные по всему ряду наблюдений или по совокупности рядов наблюдений в однородном районе. По материалам работы [80] в полученные оценки $\hat{r}$ (1) и $\hat{C}_s$ вводятся поправки на смещение.

Остановимся на вопросе, связанном с установлением оптимального объема выборки n, на которые разбивается исходный ряд при оценке однородности. С одной стороны, чем меньше интервал разбиения, тем точнее описываются изменения выборочных параметров во времени и тем больше число рассматриваемых статистик при анализе. С другой стороны, уменьшение объема выборки ведет к увеличению дисперсий распределения выборочных статистик. Помимо этого необходимо учитывать уменьшение объема эквивалентно-независимой информации за счет наличия временно́й связанности в рядах гидрологических характе-

ристик. Исходя из указанных положений и считая, что значение коэффициента автокорреляции ряда гидрологических характеристик редко превышает 0,3, представляется правомерным принимать объемы выборок равными 6—10 годам.

Пример проверки гипотезы о внутрирядной однородности ряда наблюдений по критериям Фишера и Стьюдента рассмотрим на основе оценки внутрирядной однородности среднегодовых расходов воды р. Найба — п. Быков с периодом наблюдений 27 лет (1951—1977 гг.). Оценка коэффициентов автокорреляции для рек Сахалина составила 0,21. С 1966 г. в бассейне реки началась интенсивная распашка земель. Возникает вопрос, насколько существенно изменился годовой сток р. Найба. Примем отношение коэффициентов асимметрии и вариации равным двум. Тогда для периода 1951—1965 гг. получаем: $\mu_1=20{,}0$; $\hat{\sigma}_1=12{,}9$; $C_v=0{,}18$ и $C_s=0{,}36$, а для периода 1966—1977 гг.— $\mu_2=22$; $\hat{\sigma}_2=19{,}9$; $C_v=0{,}20$ и $C_s=0{,}40$. Статистики Фишера и Стьюдента, рассчитанные по формулам (1.20) и (1.23), соответственно равны 1,55 и 1,43.

Критическое значение статистики Фишера в первом приближении находится следующим образом. По формулам (1.21)—(1.22) рассчитывается объем эквивалентно-независимой информации $n_{F\,1}=12{,}6$ и $n_{F\,2}=9$, при $n_1=15$, $r=0{,}2$, $C_s=0{,}36$, $R=0$ и при $n_2=12$, $r=0{,}2$, $C_s=0{,}4$ и $R=0$. По таблицам, например [73], для $\alpha=5\,\%$ при $n_{F\,1}=12{,}6$ и $n_{F\,2}=9{,}3$ получаем $F_\alpha=3{,}59$. Поскольку критическое значение статистики Фишера существенно превосходит $F=1{,}55$, уточнять значение F_α по таблицам из [73] не имеет смысла.

Критическое значение статистики Стьюдента находится по формуле (1.24), где t_α равно 2,06 при $n=25$, а $c_t=1{,}19$ при $r=0{,}21$. Тогда $t'_\alpha=t_\alpha c_t=2{,}45$.

На основании выполненных расчетов можно сделать вывод о том, что данные наблюдений не противоречат выдвигаемой гипотезе о равенстве оценок дисперсий и средних значений за рассматриваемые интервалы времени. Таким образом, если хозяйственная деятельность и оказывает влияние на годовой сток р. Найба — п. Быков, то это влияние не существенно и к 1977 г. не выходит за рамки естественных колебаний водности.

Одним из способов количественной оценки стационарности средних значений является анализ статистической значимости направленных тенденций гидрологических характеристик во времени. Для этой цели можно использовать линейную зависимость

$$Q=b_1T+b_0, \tag{1.26}$$

где Q_i — значения гидрологических характеристик в хронологической последовательности; T_i — годы, соответствующие Q_i, или их порядковые номера во временной последовательности; b_1, b_0 — коэффициенты уравнения.

Если коэффициент b_1 уравнения (1.26) является статистически значимым с задаваемой вероятностью, то можно принять гипотезу о нестационарности нормы стока. Разность расчетных значений гидрологических характеристик по уравнению (1.26) между двумя любыми фиксированными моментами времени дает приблизительную количественную оценку изменения среднего за этот временной интервал. Направленные изменения нормы стока не обязательно прямолинейны, поэтому в уравнение (1.26) рекомендуется также включать переменные T_i^2, T_i^3, T_i^4 или проводить любые другие функциональные преобразования T_i. Однако зависимость расходов воды от времени в тех случаях, когда она статически значима, имеет, как правило, прямолинейный вид. Включение дополнительных степенных слагаемых от времени или иные преобразования T_i не приводят к значимому увеличению коэффициента детерминации R^2. Здесь же необходимо отметить, что цель проводимого анализа состоит только в оценке значимости направленных изменений нормы за весь период наблюдений или за любой другой выбранный временной интервал, а не в поиске надежной модели для описания хронологической последовательности многолетних колебаний речного стока. Поэтому включение в уравнение направленной тенденции более чем двух слагаемых необоснованно.

Оценка статистической значимости коэффициента b_1 в уравнении (1.26) с задаваемой вероятностью производится по общеизвестным методам теории статистического оценивания [47]. Однако данная теория разработана только для случая нормальной корреляции независимых переменных. В уравнении линейной регрессии, где одной из переменных является асимметричная последовательность расходов воды, имеющая внутрирядную связанность между смежными членами, а второй — порядковый номер расхода воды во временной последовательности, доверительные интервалы выборочных коэффициентов b_1 были получены с помощью статистического моделирования. В результате исследований, проведенных совместно с сотрудником ГГИ В. Е. Леоновым, установлено, что асимметрия в последовательностях гидрологических характеристик не оказывает практически значимого влияния на распределение выборочных коэффициентов уравнения направленной тенденции от времени. Автокорреляция между смежными членами рядов гидрологических характеристик приводит к расширению доверительных интервалов выборочных коэффициентов b_1 и тем самым увеличивает вероятность принятия нулевой гипотезы о том, что коэффициент уравнения линейного тренда статистически не отличается от нуля. Для практической оценки значимости коэффициента b_1 с учетом автокорреляции между смежными расходами воды $r(1)$ составлена номограмма критических значений b_1^* для $n=30\div100$ при уровне значимости $\alpha=5\,\%$ (рис. 1.10). Чтобы осуществить оценку значимости коэффициента

в уравнении направленной тенденции с учетом автокорреляции, прежде всего необходимо провести нормирования этого коэффициента следующим образом:

$$\hat{b}_{1н} = (\hat{b}_1 100)/S, \qquad (1.27)$$

где $\hat{b}_{1\,н}$ — нормированное значение коэффициента регрессии; $\hat{b}_1$ — расчетное значение коэффициента регрессии; S — стандартное отклонение последовательности.

После этого расчетное значение $\hat{b}_{1\,н}$ сравнивается с критическим b_1^* по номограмме (рис. 1.10) при соответствующем n и

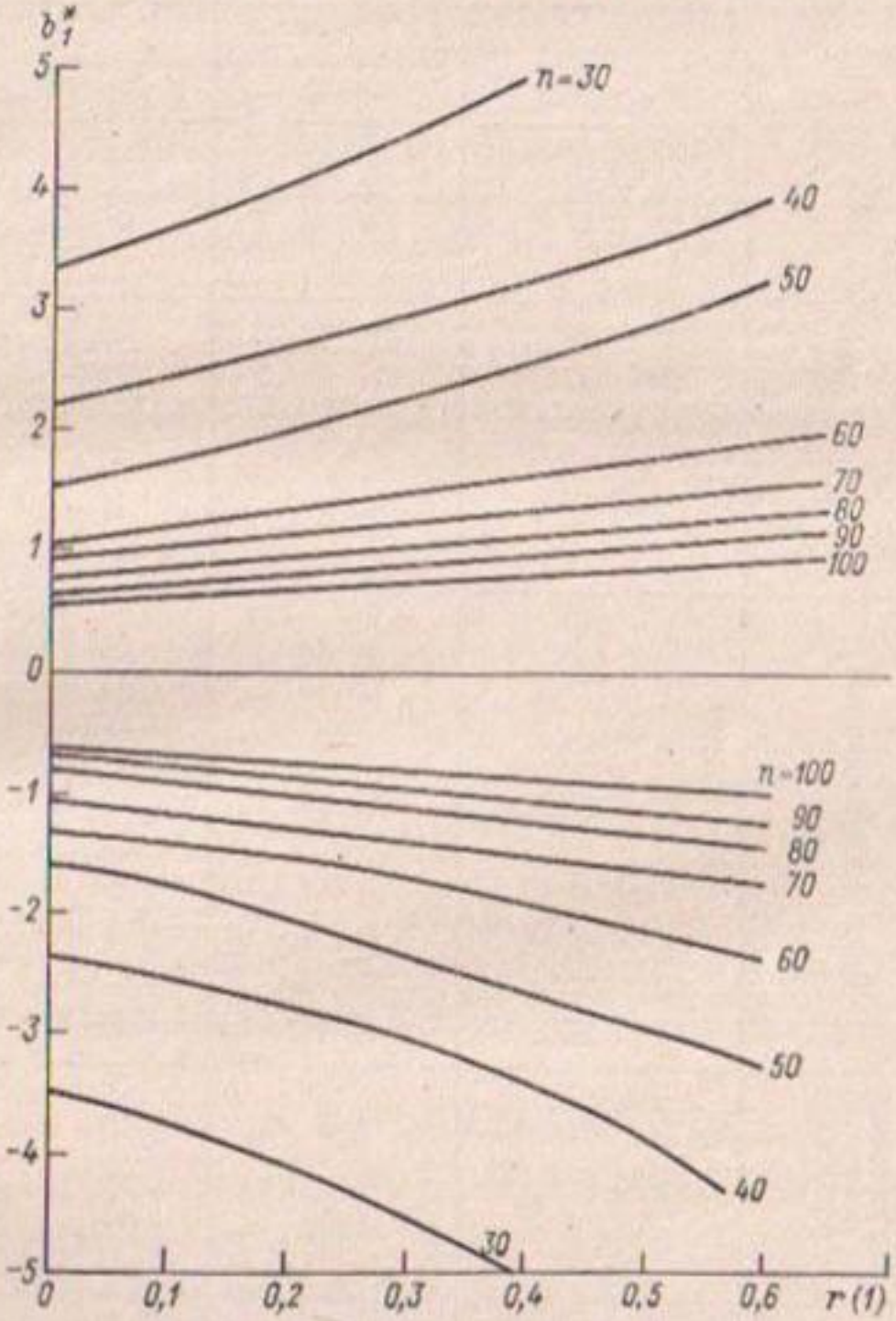


Рис. 1.10. Номограмма критических значений b_1^* для $n=30\div100$ при уровне значимости $\alpha=5\,\%$.

вычисленном $r\,(1)$. Если коэффициент $\hat{b}_{1\,н} < b_1^*[n, r\,(1)]$ положительный и $\hat{b}_{1\,н} > b_1^*[n, r\,(1)]$ — отрицательный, с вероятностью $P = 95\,\%$ принимается гипотеза о том, что коэффициент уравнения $\hat{b}_1$ статистически не отличается от нуля и временная последова-

Таблица 1.5

Влияние пропусков наблюдений во временны́х рядах характеристик минимального стока на коэффициенты уравнений направленных тенденций

Река — пост	Порядковый номер пропуска	Уравнение тенденции	Значимость b_1	R^2, %	R	r (1)	$\overline{Q}$	S	n
Ингода — с. Атамановка	9, 10, 11, 12, 22, 23	1) $Q = -0{,}294 \cdot 10^{-5}T^4 + 111$	+	6,04	—0,245	0	101	52,4	63
		2) $Q = -0{,}200 \cdot 10^{-5}T^4 + 111$	—	5,78	—0,240	0	101	52,4	63
Катунь — с. Сростки	24	1) $Q = -1{,}593T + 605$	—	1,04	—0,102	0	571	192	42
		2) $Q = -1{,}500T + 604$	—	0,98	—0,099	0	571	192	42
Шкотовка — пос. Шкотово	2, 3, 11, 13	1) $Q = -0{,}015T + 2{,}78$	—	2,04	—0,143	0	2,46	1,28	42
		2) $Q = -0{,}013T + 2{,}79$	—	1,68	—0,130	0	2,46	1,28	42
Тартас — с. Венгерово	6	1) $Q = -0{,}174T + 10{,}2$	—	6,12	—0,247	0,50	6,95	7,60	37
		2) $Q = -0{,}164T + 10{,}2$	—	5,69	—0,238	0,50	6,95	7,60	37

тельность гидрологических характеристик является стационарной. Абсолютная погрешность критических значений b_1^* на рис. 1.10 изменяется от 0,2 для $n=30$ до 0,01 для $n=100$. Эти результаты получены при сравнении верхних и нижних границ 5 %-ного доверительного интервала критических значений b_1, полученных теоретически для случая нормальной корреляции с коэффициентами b_1^*, определенными при аналогичных условиях [$C_s=0$, $r(1)=0$] с помощью статистического моделирования.

Многолетние ряды колебаний речного стока, как правило, не являются непрерывными и содержат пропуски наблюдений. Если эти пропуски наблюдений не будут учтены при оценке стационарности, то доля вклада направленной тенденции в исходное рассеяние стоковых характеристик будет искусственно завышена. Степень завышения зависит как от общего количества пропусков, так и от их местоположения во временно́м ряду. В табл. 1.5 показано влияние пропусков наблюдений на коэффициенты уравнений направленных тенденций, используемых для оценки стационарности многолетних колебаний минимального стока некоторых рек АТС. В первом случае коэффициенты уравнений тренда рассчитывались без учета пропусков наблюдений, а во втором случае — с их учетом, т. е. порядковые номера пропусков исключались из ряда T_i. Из таблицы видно, что при возрастании количества пропусков увеличивается вероятность значимости направленных тенденций. Поэтому учет пропусков имеет практическое значение при оценке стационарности колебаний стока с помощью направленных тенденций.

Для оценки стационарности многолетних колебаний речного стока можно также использовать критерий тренда Кокса и Стюарта и коэффициент ранговой корреляции Спирмена в зависимости $Q=f(T)$.

Знаковый критерий Кокса и Стюарта предназначен для проверки временно́го ряда на тренд и не зависит от вида распределения [109]. Расчетное значение статистики определяется по формуле

$$\hat{z}=(|S_g-n/6|-0{,}5)/\sqrt{n/12}\,, \qquad (1.28)$$

где S_g — сумма знаков (+ или —), определенная по разности величин первой и последней трети ряда; 0,5 — поправка Йейтса, которую можно опустить при $n>30$. Нулевая гипотеза об отсутствии тренда принимается, если $\hat{z}<z^*$ при заданном α.

Направленный тренд во временно́й последовательности, распределенной по закону, отличному от нормального, можно определить по значимому коэффициенту ранговой корреляции Спирмена [48, 19]

$$r_S=1-\{6\sum D^2/[n(n^2-1)]\}, \qquad (1.29)$$

где D — разности n пар рангов исходной и ранжированной последовательности. Значимость коэффициента r_S при $n\leqslant 30$ определя-

ется по таблице [31, 42], которая содержит критические значения r_s^* для шести уровней значимости при одностороннем критерии. Если направление линии тренда неизвестно, необходимо использовать двухсторонний критерий. При $n>30$ значимость r_s с достаточной точностью проверяется на основании стандартизированного нормального распределения

$$z=|\hat{r}_s|\sqrt{n-1}. \tag{1.30}$$

Гипотеза о внутрирядной корреляции и наличии тренда принимается, если $\hat{z}>z^*$ при выбранном α.

Оба эти метода не зависят от закона распределения анализируемой совокупности, но не учитывают влияние естественной внутрирядной связанности рядов гидрологических характеристик. То, что эти критерии не были обобщены с учетом автокорреляции, необходимо учитывать при оценке получаемых выводов.

1.3. СТАТИСТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ ОЦЕНКИ СЛУЧАЙНОСТИ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ

Стационарность параметров распределения гидрологических характеристик является необходимым, но не всегда достаточным условием для эффективного применения математической статистики, так как обобщенные параметры не дают полного представления о структуре временно́й последовательности и характере колебаний отдельных ее элементов. Условие независимости испытаний является для математической статистики в известном смысле центральным [47, 92] и также подлежит проверке по наблюденным данным.

Для анализа случайности в настоящей работе выбраны коэффициенты автокорреляции r рассчитываемые для сдвига во времени от 1 до 30, и критерий серий [1, 38]. Остальные критерии оценки случайности (критерии Валлиса — Мура [42], инверсий [94], итерационный критерий [42], отношение Неймана [79, 42] и другие) не рассматриваются, так как большинство из них дают качественно сходные выводы с оценкой по коэффициенту автокорреляции [79], а некоторые, например отношение Неймана, имеют функциональную связь с r [79].

Коэффициент автокорреляции r рассчитывается по следующей формуле:

$$r_\tau=\frac{\sum_{i=1}^{n-\tau}(y_i-\bar{y}_1)(y_{i+\tau}-\bar{y}_2)}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n-\tau}(y_i-\bar{y}_1)^2\sum_{i=1}^{n-\tau}(y_{i+\tau}-\bar{y}_2)^2}},$$

$$\bar{y}_1=\frac{\sum_{i=1}^{n-\tau}y_i}{n-\tau},\quad \bar{y}_2=\frac{\sum_{i=\tau}^{n}y_i}{n-\tau}. \tag{1.31}$$

Статистическую значимость r_τ при $\tau=1$ можно определить при сравнении расчетных значений коэффициента с критическими, помещенными, например, в работах [15, 31, 79], или путем оценки с помощью среднего квадратического отклонения r для любых τ, которое рассчитывается по формуле

$$\sigma_{r(\tau)} = \{1-[r(\tau)]^2\}/\sqrt{n-\tau-1}\,. \qquad (1.32)$$

Распределение критических значений коэффициента автокорреляции получено при условии нормального распределения анализируемого ряда. В связи с этим в настоящей работе проведено его обобщение для асимметричного распределения Пирсона III типа.

Обобщение критерия, основанного на оценке значимости коэффициента автокорреляции с шагом, равным единице, который аналогичен коэффициенту парной корреляции в зависимости $y_{i+1}=f(y_i)$, производилось с помощью статистического моделирования по МСИ. Наличие парной корреляции, то есть гипотеза о том, может ли выборочный коэффициент корреляции иметь случайные отклонения от нуля, если коэффициент корреляции генеральной совокупности ρ равен нулю, согласно Р. А. Фишеру, проверяется на основании t-распределения с $(n-2)$ степенями свободы

$$\hat{t} = r\sqrt{n-2}\,/\sqrt{1-r^2}\,. \qquad (1.33)$$

При $\hat{t} \geqslant t^*_{n-2,\alpha}$ гипотеза о существовании парной корреляции отклоняется.

Точность полученных с помощью моделирования коэффициентов автокорреляции оценивалась путем сравнения табличных [31] коэффициентов корреляции с коэффициентами корреляции, рассчитанными на основании МСИ, при $C_s=0$ для выборок объема $n=5$, 10, 15, 20, 25, 30, . . . , 100 для двух уровней значимости 1 и 5 %. Из проведенного сравнения можно сделать вывод, что погрешность r_α при $\alpha=1$ % не превышает 0,02, убывая при увеличении n и α. Поэтому коэффициенты автокорреляции, рассчитанные с помощью МСИ, приводятся с точностью до двух значащих цифр после запятой.

При моделировании коэффициенты асимметрии задавались равными 1,0 и 3,0. Результаты расчетов приведены в табл. 1.6, где представлены критические значения коэффициентов автокорреляции при $\tau=1$ для $\alpha=1$; 5 и 10 %. Небольшая асимметрия ($C_s \leqslant 1$) практически не оказывает влияния на оценки r, что согласуется с выводами работы [80], но при $C_s>1$ асимметрия уже существенно завышает критические значения коэффициентов автокорреляции и тем больше, чем меньше α и n.

Критерий серий предназначен для оценки характера группировок относительно медианного значения во временно́й последовательности гидрологических характеристик. Серией называется последовательность подряд идущих знаков + или —. Знак + ста-

Таблица 1.6

Критические значения коэффициента автокорреляции с учетом асимметрии

n	$C_s=0$			$C_s=1$			$C_s=3$		
	$\alpha=1\%$	$\alpha=5\%$	$\alpha=10\%$	$\alpha=1\%$	$\alpha=5\%$	$\alpha=10\%$	$\alpha=1\%$	$\alpha=5\%$	$\alpha=10\%$
5	0,96	0,88	0,81	0,97	0,89	0,81	0,98	0,96	0,91
10	0,76	0,63	0,56	0,78	0,64	0,56	0,91	0,76	0,66
15	0,64	0,51	0,46	0,66	0,52	0,46	0,81	0,62	0,52
20	0,56	0,44	0,39	0,58	0,45	0,39	0,72	0,51	0,44
25	0,50	0,39	0,35	0,52	0,40	0,35	0,65	0,46	0,39
30	0,46	0,35	0,31	0,48	0,36	0,31	0,59	0,42	0,35
35	0,43	0,33	0,28	0,45	0,33	0,28	0,54	0,39	0,32
40	0,40	0,31	0,26	0,42	0,31	0,26	0,50	0,36	0,29
45	0,38	0,29	0,24	0,40	0,29	0,24	0,47	0,33	0,27
50	0,36	0,28	0,23	0,38	0,28	0,23	0,45	0,31	0,25
55	0,34	0,26	0,22	0,35	0,26	0,22	0,42	0,29	0,23
60	0,33	0,25	0,21	0,34	0,25	0,21	0,40	0,28	0,22
70	0,30	0,24	0,19	0,31	0,24	0,19	0,38	0,25	0,20
80	0,28	0,22	0,18	0,29	0,22	0,18	0,35	0,23	0,19
90	0,26	0,20	0,175	0,27	0,20	0,175	0,32	0,22	0,18
100	0,25	0,19	0,17	0,26	0,19	0,17	0,29	0,21	0,17

вится в том случае, если $y_i \geqslant y_{med}$ и знак —, если $y_i < y_{med}$. Последовательность знаков характеризуется общим числом серий $\nu(n)$ и протяженностью самой длинной серии $\hat{\tau}(n)$.

Решение вопроса о стохастической независимости результатов наблюдений опирается на следующие неравенства:

$$\frac{1}{2}(n+1-z^*\sqrt{n-1}) < \hat{\nu}(n) < \frac{1}{2}(n+1+z^*\sqrt{n-1}),$$

$$\hat{\tau}(n) < \frac{\lg\{-n/[\ln[1-\alpha]]}{\lg 2} - 1, \qquad (1.34)$$

где z^* — квантиль нормального нормированного распределения [15, 42], $z^*=1{,}96$ при $\alpha=0{,}05$. Если хотя бы одно из неравенств не выполняется при выбранном α, то гипотеза о независимости ряда отклоняется.

1.4. МЕТОДЫ СГЛАЖИВАНИЯ МНОГОЛЕТНИХ КОЛЕБАНИЙ РЕЧНОГО СТОКА

Наличие достаточно существенных случайных колебаний речного стока затрудняет выявление закономерностей их временно́го хода, выражающихся в форме длиннопериодических циклов изменения стока. Для выделения таких циклов применяются способы сглаживания, или фильтрации, с использованием скользящей сред-

ней арифметической. Подобное сглаживание обычно осуществляется по формуле

$$\bar{y}_i = \frac{1}{\bar{T}} \sum_{k=-(\bar{T}-1)/2}^{k=(\bar{T}-1)/2} y_{i+k}, \qquad (1.35)$$

где $\bar{y}_i$ — сглаженные колебания гидрологической характеристики; y_i — исходные значения гидрологической характеристики ($i=1\div n$), n — объем ряда; T — интервал осреднения.

Естественно, что чем больше период сглаживания, тем больше уменьшается амплитуда высокочастотных колебаний и, следовательно, более четко могут быть представлены колебания низких частот.

Однако, как показали исследования В. Г. Андреянова [7], при сглаживании по выражению (1.35) происходит сдвиг фаз осредненных колебаний $\bar{y}_i$ по сравнению с исходным рядом y_i вплоть до противоположного. Причем этот сдвиг фазовых колебаний зависит как от периода сглаживания $\bar{T}$, так и от частотного спектра исходного ряда.

Для уменьшения смещений фаз осредненных величин по сравнению с наблюденными может быть применен способ последовательного парного осреднения членов ряда, при котором весовые коэффициенты симметрично убывают от центрального члена осреднения и представляют собой биномиальные коэффициенты. Подобная фильтрация выражается следующей формулой:

$$\bar{y}_i = \sum_{k=-(\bar{T}-1)/2}^{k=(\bar{T}-1)/2} c_k y_{i+k}, \qquad (1.36)$$

где $c_k = \bar{T}!/[2^\tau k!\,(\bar{T}-k)!]$ — весовые коэффициенты.

При сглаживании рядов гидрологических характеристик по выражению (1.36) используется такая ступень осреднения k, при которой отклонения $\varepsilon_i = \bar{y}_i - y_i$ представляют собой некоррелированные во времени колебания. Это условие контролируется равенством

$$\gamma = n\left[\sum_{i=1}^{n} (y_{i+1}-y_i)^2\right] \Big/ \left[2(n-1)\sum_{i=1}^{n} \varepsilon_i^2\right] = 1, \qquad (1.37)$$

так как $\gamma = 1 - r(1)$.

1.5. МЕТОДЫ ОЦЕНКИ ПРОСТРАНСТВЕННОЙ СТРУКТУРЫ КОЛЕБАНИЙ РЕЧНОГО СТОКА

Исследование пространственной структуры речного стока имеет определенное научное и практическое значение при решении ряда задач, связанных с исследованием синхронности и асинхронности,

с оценкой пространственной интерполяции стока. Практическое решение этой задачи опирается на использование пространственных корреляционных функций любого элемента гидрологического режима с оценкой ее статистической однородности.

Расчет пространственных корреляционных функций включает определение параметров по известным формулам.

Среднее арифметическое значение по каждому ряду наблюдений

$$\bar{y}_j = \left(\sum_{i=1}^{n_j} y_{ij}\right)/n_j, \tag{1.38}$$

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

Среднее квадратическое отклонение и коэффициент вариации по всем рядам наблюдений:

$$S_j = \sqrt{\left[\sum_{i=1}^{n} (y_{ij} - \bar{y}_j)^2\right]/n_j}, \quad C_{vj} = S_j/\bar{y}_j. \tag{1.39}$$

Коэффициент парной корреляции за совместный период наблюдений

$$r_{jk} = \left[\sum_{i=1}^{n_{kj}} (y_{ik} - \bar{y}_k)(y_{ij} - \bar{y}_j)\right]/(S_k S_j n_{kj}), \tag{1.40}$$

где n_{kj} — число совместных лет наблюдений в k-м и j-м пунктах.

Рассеивание коэффициентов парной корреляции в поле координат r, l может быть связано со случайными флуктуациями парных коэффициентов корреляции, обусловленными ограниченностью принятых в расчет выборок.

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

Для наведения линии связи $\tilde{r} = f(l)$ рассчитываются средние взвешенные по числу совместных лет наблюдений значения парных коэффициентов корреляции по градациям расстояний ($\Delta l = 50$ км) по формуле

$$\bar{r}_{взв} = \left(\sum_{j=1}^{N} r_j n_j\right) \Big/ \left(\sum_{j=1}^{N} n_j\right), \tag{1.41}$$

где N — число точек в градации.

Линии регрессии $\tilde{r} = f(l)$ в поле эмпирических точек наводятся по точкам средневзвешенных значений коэффициентов корреляции и соответствующих средних арифметических значений расстояний для каждой градации. Полученные линии $\tilde{r} = f(l)$ являются эмпи-

рическими корреляционными функциями, они отличаются от теоретической (истинной) корреляционной функции.

Приведение эмпирической корреляционной функции $\tilde{r}(l)$ к теоретической или откорректированной функции $r(l)$ осуществляется по формуле

$$r(l)=\tilde{r}(l)/[\tilde{r}(0)]. \tag{1.42}$$

Откорректированные линии регрессии $r=f(l)$ принимаются за истинные.

Отклонения эмпирических точек от этой зависимости обусловлены случайными флуктуациями выборочных данных. Это предположение, или, что то же самое, нуль-гипотеза, требует статистической проверки, которая может быть осуществлена с использованием z-преобразования Фишера. Это преобразование дает хорошие результаты даже при небольшом числе совместных лет наблюдений и высоких значениях r.

Указанное преобразование имеет вид

$$z=\frac{1}{2}\ln\frac{1+r}{1-r}+\frac{r}{2(n-1)}. \tag{1.43}$$

Выборочные значения z распределены по нормальному закону с дисперсией

$$\sigma_z=1/\sqrt{n-3}\,. \tag{1.44}$$

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

Далее рассчитываются 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 $r_{\text{ист}}$ принимается его значение, снятое с осредненной функции $r=f(l)$. Сопоставляя истинное и фактическое значения коэффициентов корреляции и, зная верхние и нижние доверительные границы для фактических коэффициентов корреляции, фиксируется количество точек, попавших в интервал $\pm\sigma_r$, $\pm2\sigma_r$, $\pm3\sigma_r$. Число попаданий эмпирических коэффициентов корреляции в каждую из указанных областей, выраженное в процентах от общего числа случаев, сопоставляется с теоретическими вероятностями для нормального закона распределения.

Если эмпирические и теоретические вероятности оказываются близкими, то пространственная корреляционная функция принимается 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 принимается 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 числу этих приемов относятся критерии согласия теоретической функции распределения эмпирическим данным. В данном случае устанавливается согласие между теоретической и эмпирической функциями распределения выборочных коэффициентов корреляции. В качестве эмпирической функции распределения выборочных коэффициентов корреляции используются парные коэффициенты корреляции, попавшие в диапазон расстояний. За теоретическую функцию распределения принимается нормальный закон со средним квадратическим отклонением для выборочных коэффициентов корреляции

$$\sigma_r = (1 - r^2_{\text{взв}})/\sqrt{n_{\text{ср}} - 1}\,, \tag{1.45}$$

(где $n_{\text{ср}} = (\sum_{i=1}^{N} n_i)/N$; N — число точек в интервале) и для z

$$\sigma_z = 1/\sqrt{n_{\text{ср}} - 3}\,. \tag{1.46}$$

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

Эмпирические функции парных коэффициентов корреляции (или параметра z) для всех градаций расстояний и теоретические нормальные функции распределения наносятся на клетчатку вероятностей нормального закона распределения. Согласие полученных эмпирических и теоретических функций распределения устанавливается с использованием критерия Колмогорова. При этом могут использоваться и другие критерии согласия, например χ^2 или $n\omega^2$, обладающие большей 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-распределения Фишера для оценки однородности эмпирических дисперсий. При этом устанавливается одно-

родность эмпирической дисперсии парных коэффициентов корреляции, вычисленная по обычной формуле

$$\sigma_r^2 = \left[\sum_{i=1}^{n} (r_i - \bar{r})^2\right]/n \text{ либо } \sigma_z^2 = \left[\sum_{i=1}^{n} (z_i - \bar{z})^2\right]/n,$$

и дисперсии, определяемой по выражению (1.45) или (1.46).

В случае же неоднородности функции $\tilde{r}(l)$ осреднение ее может привести к искажению природной истинной зависимости $r = f(l)$. Оценка однородности пространственной корреляционной функции особенно важна, если предусматривается использовать $\tilde{r} = f(l)$ при дальнейших статистических расчетах, например при оценке точности пространственной интерполяции и рационализации сети.

До настоящего времени исследованию однородности пространственных корреляционных функций (ПКФ) не уделялось большого внимания. Впервые исследование, где осуществлена оценка статистической однородности ПКФ на примере 11 пунктов наблюдений, расположенных в верхней части бассейна Дона, предпринято Г. А. Алексеевым [2].

2. ГОДОВОЙ СТОК

2.1. ОЦЕНКА СЛУЧАЙНОСТИ МНОГОЛЕТНИХ КОЛЕБАНИЙ

Для установления вероятностных закономерностей в чередовании маловодных и многоводных лет с точки зрения повторяемости серий той или иной длительности в годовом стоке были использованы наблюдения за стоком по 509 постам на реках Советского Союза с продолжительностью рядов 40 лет и более. При этом имеем общую совокупность длительностью 25 143 годопоста при среднем периоде наблюдений 49,4 года. Подсчет длительности серий делался относительно медианы для каждого пункта наблюдений.

Результаты обобщения по группировкам лет различной длительности даны в табл. 2.1—2.3. В табл. 2.1 для каждого района приводятся сведения по числу группировок различной длины, большей и меньшей медианы (в числителе), и процентное содержание этих группировок по отношению к общему числу группировок (в знаменателе), а также теоретические значения числа группировок (вторая строка для каждого района), подсчитанные для случайных независимых последовательностей в соответствии с п. 1.1.

Для всех районов Советского Союза в годовом стоке наиболее часто встречаются однолетние группировки. Как правило, их повторяемость более 40 %. По мере увеличения длительности группировок их повторяемость уменьшается, причем повторяемость маловодных и многоводных группировок практически одинаковая.

Длительные группировки (10 лет и более) характерны для рек Прибалтики, Северного Кавказа, Средней Азии, Сибири (бассейны Лены, Ангары), Приморья (бассейн р. Амура).

Средняя длина группировок повышенной и пониженной водности для всей территории СССР 2,2 года. Наибольшее значение средней длины группировок наблюдается для рек Прибалтики, Крыма, Приуралья, Средней Азии, Приморья.

Средняя длительность группировок связана с коэффициентом автокорреляции, и эти величины отражают одну и ту же внутреннюю структуру гидрологических рядов. В табл. 2.1 по районам приведены средние длительности группировок и коэффициенты внутрирядной связанности (автокорреляции). С увеличением коэффициента автокорреляции средняя длительность группировок увеличивается (рис. 2.1 на с. 70), что объясняется увеличением повторяемости более продолжительных группировок за счет уменьшения повторяемости менее продолжительных. Рассеивание эмпирических точек объясняется ограниченным объемом исходной информации при подсчете средней длительности группиро-

Таблица 2.1

Характеристика длительности группировок различной водности для годового стока рек Советского Союза

Район	Число постов по району с $N \geq 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	Общее число группировок	Средняя длина группировок	Число группировок различной длины										
					больше медианы										
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10
Кольский п-ов	8	43,4	170	2,0	35	28	14	6	2	1	—	—	—	—	—
					40,7	32,6	16,3	6,97	2,32	1,16					
				*	45,8	22,4	10,6	4,8	2,06	1,03	0,34	0,17	0,07	0,02	0,007
Северо-Запад ЕТС, Карелия	21	46,7	426	2,3	85	64	22	22	6	4	5	2	—	1	—
					40,3	30,3	10,4	10,4	2,84	1,89	2,36	0,94		0,47	
				*	130,5	63,8	30,4	13,7	6,4	2,8	1,2	0,5	0,2	0,07	0,03
Северный Край	35	50,8	839	2,1	181	131	58	28	9	3	8	1	1	1	—
					43,0	31,1	13,8	6,65	2,13	0,71	1,9	0,23	0,23	0,23	
				*	236	116	55	26	12	5,2	2,2	0,95	0,38	0,15	0,06
Эстония	16	51,6	311	2,6	55	47	23	8	6	4	2	3	—	1	5
					35,7	30,5	14,9	5,19	3,89	2,59	1,29	1,94		0,64	3,24
				*	110	54,7	26,8	12,8	6,01	2,75	1,22	0,53	0,22	0,09	0,03

* Теоретические значения числа группировок.

Продолжение табл. 2.1.

Район	Число постов по району с $N \geqslant 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	Общее число группировок	Средняя длина группировок	Число группировок различной длины: меньше медианы											Коэффициент автокорреляции r (1)
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10	
Кольский п-ов	8	43,4	170	2,0	30	27	19	7	1	—	—	—	—	—	—	0,14
					35,7	32,1	22,6	8,33	1,19							
				*	45,8	22,4	10,6	4,8	2,06	1,03	0,34	0,17	0,07	0,02	0,007	
Северо-Запад. ЕТС, Карелия	21	46,7	426	2,3	82	54	44	12	10	9	3	1	—	—	—	0,22
					38,1	25,1	20,5	5,58	4,65	4,18	1,39	0,46				
				*	130	63,8	30,4	13,7	6,4	2,8	1,2	0,5	0,2	0,07	0,03	
Северный Край	35	50,8	839	2,1	191	97	65	29	18	9	8	—	1	—	—	0,06
					45,7	23,2	15,6	6,93	4,30	2,15	1,91		0,23			
				*	236	116	55	26	12	5,2	2,2	0,95	0,38	0,15	0,06	
Эстония	16	51,6	311	2,6	67	24	32	11	3	10	2	5	1	—	2	0,30
					42,7	15,3	20,4	7,00	1,94	6,5	1,27	3,18	0,63		1,27	
				*	110	54,7	26,8	12,8	6,01	2,75	1,22	0,53	0,22	0,09	0,03	

* Теоретические значения числа группировок.

Продолжение табл. 2.1.

Район	Число постов по району с $N \geq 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	Общее число группировок	Средняя длина группировок	Число группировок различной длины										
					больше медианы										
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10
Латвия	14	53,2	301	2,5	75	28	17	8	7	5	2	3	1	—	3
					50,3	18,8	11,4	5,36	4,69	3,35	1,34	2,01	0,67		2,01
				*	98,3	50,1	25,1	12,3	5,89	2,76	1,26	0,56	0,24	0,10	0,04
Литва	16	57,5	417	2,5	101	49	21	16	6	4	6	2	—	—	1
					49,0	23,8	10,2	7,76	2,91	1,94	2,91	0,97			0,48
				*	122	60,8	29,8	14,4	6,8	3,13	1,41	0,62	0,27	0,11	0,045
Белоруссия и Верхнее Поднепровье	23	53,8	548	2,2	127	59	33	25	15	15	—	—	—	—	—
					46,3	21,5	12,0	9,12	5,47	5,47					
				*	164	81,9	40,1	19,3	9,04	4,15	1,85	0,81	0,34	0,14	0,055
Западная Украина и Молдавия	15	48,6	316	2,3	79	29	20	12	8	3	5	—	1	1	—
					50,0	18,4	12,7	7,59	5,06	1,89	3,16		0,63	0,63	
				*	96,7	47,3	22,6	10,6	4,8	2,1	0,91	0,38	0,15	0,06	0,02

* Теоретические значения числа группировок.

Продолжение табл. 2.1.

Район	Число постов по району с $N \geqslant 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	Общее число группировок	Средняя длина группировок	Число группировок различной длины											Коэффициент автокорреляции r (1)
					меньше медианы											
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10	
Латвия	14	53,2	301	2,5	68	29	26	11	2	6	4	3	—	1	2	0,26
					44,7	19,1	17,1	7,23	1,31	3,94	2,63	1,97		0,65	1,31	
				*	98,3	50,1	25,1	12,3	5,89	2,76	1,26	0,56	0,24	0,10	0,04	
Литва	16	57,5	417	2,5	99	49	26	22	3	3	6	2	—	—	1	—0,05
					46,9	23,2	12,3	10,4	1,42	1,42	2,84	0,94			0,47	
				*	122	60,8	29,8	14,4	6,8	3,13	1,41	0,62	0,27	0,11	0,045	
Белоруссия и Верхнее Поднепровье	23	53,8	548	2,2	111	48	72	20	14	6	2	1	—	—	—	0,11
					40,5	17,5	26,3	7,29	4,76	2,18	0,72	0,36				
				*	164	81,9	40,1	19,3	90,4	4,15	1,85	0,81	0,34	0,14	0,055	
Западная Украина и Молдавия	15	48,6	316	2,3	61	49	18	8	12	8	—	1	1	—	—	0,27
					38,6	31,0	11,4	5,06	7,59	5,06		0,63	0,63			
				*	96,7	47,3	22,6	10,6	4,8	2,1	0,91	0,38	0,15	0,06	0,02	

* Теоретические значения числа группировок.

Район	Число постов по району с $N>40$ лет	Средний период наблюдений, лет	Общее число группировок	Средняя длина группировок	Число группировок различной длины, больше медианы										
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10
Среднее и Нижнее Поднепровье	15	51,4	361	2,1	84	43	28	12	9	3	1	—	1	—	—
					46,4	23,8	15,5	6,62	4,97	1,65	0,55		0,55		
				*	197	96,3	46,1	21,6	9,85	4,38	1,89	0,77	0,31	0,12	0,045
Бассейны рек Северского Донца и Приазовья	3	51,7	73	2,1	14	10	8	3	—	—	1	—	—	—	—
					38,9	27,8	22,2	8,33			2,77				
				*	20,6	10,3	5,4	2,4	1,12	0,51	0,22	0,10	0,04	0,02	0,006
Крым	3	44,3	49	2,7	8	5	5	2	1	2	1	—	—	—	—
					33,3	20,8	20,8	8,33	4,16	8,33	4,16				
				*	17,7	8,8	4,3	2,05	0,95	0,42	0,18	0,08	0,03	0,01	0,004
Донской район	13	58,4	392	1,9	84	66	27	9	6	1	1	—	—	—	—
					43,4	34,0	13,9	4,63	3,09	0,51	0,51				
				*	100	50,2	24,6	11,8	5,6	2,6	1,2	0,51	0,22	0,09	0,04

* Теоретические значения числа группировок.

Продолжение табл. 2.1.

Район	Число постов по району с $N \geqslant 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	Общее число группировок	Средняя длина группировок	Число группировок различной длины: меньше медианы											Коэффициент автокорреляции r (1)
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10	
Среднее и Нижнее Поднепровье	15	51,4	361	2,1	77	52	21	18	4	5	1	1	—	1	—	0,21
					42,8	28,9	11,7	10,0	2,22	1,66	0,55	0,55		0,55		
				*	197	96,3	46,1	21,6	9,85	4,38	1,89	0,77	0,31	0,120	0,045	
Бассейны рек Северского Донца и Приазовья	3	51,7	73	2,1	20	5	7	1	2	1	1	—	—	—	—	0,14
					54,1	13,5	18,9	2,7	5,4	2,7	2,7					
				*	20,6	10,3	5,4	2,4	1,12	0,51	0,22	0,10	0,04	0,02	0,006	
Крым	3	44,3	49	2,7	4	10	4	3	4	—	—	—	—	—	—	0,42
					16,0	40,0	16,0	12,0	16,0							
				*	17,7	8,8	4,3	2,05	0,95	0,42	0,18	0,08	0,03	0,01	0,004	
Донской район	13	58,4	392	1,9	106	45	28	6	4	4	3	2	—	—	—	—0,07
					53,5	22,7	14,1	3,03	2,02	2,02	1,51	1,01				
				*	100	50,2	24,6	11,8	5,6	2,6	1,2	0,51	0,22	0,09	0,04	

* Теоретические значения числа группировок.

Продолжение табл. 2.1.

Район	Число постов по району с $N \geqslant 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	Общее число группировок	Средняя длина группировок	Число группировок различной длины										
					больше медианы										
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10
Северный Кавказ	23	44,2	477	2,1	115	64	28	12	6	4	4	1	1	—	2
					48,5	27,0	11,8	5,06	2,53	1,68	1,68	0,42	0,42		0,84
				*	135	68	33	15,7	7,2	3,24	1,40	0,58	0,23	0,09	0,03
Западное Закавказье	23	43,1	474	2,1	121	55	28	12	6	1	8	1	—	2	—
					51,7	23,5	12,0	5,12	2,56	0,42	3,41	0,42		0,85	
				*	132	64,3	30,5	14,1	6,3	2,73	1,14	0,45	0,17	0,06	0,02
Армения	4	44	85	2,1	23	12	3	2	—	—	—	1	—	—	1
					54,8	28,6	7,14	4,76				2,38			2,38
				*	23,4	11,7	5,7	2,7	1,25	0,56	0,24	0,10	0,04	0,02	0,006
Дагестан	3	43	67	1,9	20	6	2	—	2	1	—	1	—	—	—
					62,5	18,8	6,25		6,25	3,12		3,12			
				*	17,2	8,4	3,97	1,83	0,82	0,35	0,15	0,06	0,02	0,01	0,003

* Теоретические значения числа группировок.

Продолжение табл. 2.1.

Район	Число постов по району с $N \geqslant 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	Общее число группировок	Средняя длина группировок	Число группировок различной длины											Коэффициент автокорреляции r (1)
					меньше медианы											
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10	
Северный Кавказ	23	44,2	477	2,1	119	52	35	12	10	2	3	2	—	1	3	0,19
					49,6	21,7	15,0	5,0	4,16	0,83	1,25	0,83		0,41	1,25	
				*	135	68	33	15,7	7,2	3,24	1,40	0,58	0,23	0,09	0,032	
Западное Закавказье	23	43,1	474	2,1	102	72	37	9	10	4	3	1	2	—	—	0,09
					42,5	30,0	15,4	3,75	4,16	1,66	1,25	0,41	0,83			
				*	132	64,3	30,5	14,1	6,3	2,73	1,14	0,45	0,17	0,06	0,02	
Армения	4	44	85	2,1	18	13	7	1	3	—	1	—	—	—	—	0,36
					41,9	30,2	16,3	2,32	6,97		2,32					
				*	23,4	11,7	5,7	2,7	1,25	0,56	0,24	0,10	0,04	0,02	0,006	
Дагестан	3	43	67	1,9	17	10	5	1	1	1	—	—	—	—	—	0,18
					48,6	28,6	14,3	2,85	2,85	2,85						
				*	17,2	8,4	3,97	1,83	0,82	0,35	0,15	0,06	0,02	0,01	0,003	

* Теоретические значения числа группировок.

Продолжение табл. 2.1.

Район	Число постов по району с $N > 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	Общее число группировок	Средняя длина группировок	Число группировок различной длины: больше медианы										
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10
Восточное Закавказье	3	44,7	55	2,4	15	4	5	—	2	1	1	—	—	—	—
					53,6	14,3	17,8		7,14	3,57	3,57				
				*	17,8	8,7	4,14	1,92	0,86	0,38	0,16	0,06	0,02	0,01	0,003
Верхне-Волжский район	40	55,4	939	2,4	189	123	57	43	24	7	5	9	3	—	2
					40,9	26,6	12,3	9,30	5,19	1,51	1,08	1,94	0,64		0,43
				*	2,94	150	74,8	36,7	17,6	8,27	3,79	1,69	0,74	0,31	0,13
Приуралье (бассейн р. Камы) и Средний Урал	36	51,4	754	2,5	144	77	59	43	32	6	4	8	—	—	—
					38,6	20,6	15,8	11,5	8,6	1,6	1,1	2,1			
				*	245	120	57,6	26,9	12,3	5,47	2,36	0,99	0,40	0,16	0,06
Средний Урал и Приуралье (бассейн р. Тобола)	12	55,2	247	2,7	42	30	18	13	7	5	2	1	—	1	2
					34,7	24,8	14,9	10,7	5,8	4,1	1,7	0,83		0,83	1,7
				*	87,8	44,7	22,4	11,0	5,26	2,47	1,13	0,51	0,22	0,09	0,04

* Теоретические значения числа группировок.

Продолжение табл. 2.1.

Район	Число постов по району с $N \geqslant 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	Общее число группировок	Средняя длина группировок	Число группировок различной длины											Коэффициент автокорреляции r (1)
					меньше медианы											
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10	
Восточное Закавказье	3	44,7	55	2,4	8	9	6	1	1	1	—	1	—	—	—	0,15
					29,6	33,3	22,2	3,70	3,70	3,70		3,70				
				*	17,8	8,7	4,14	1,92	0,86	0,38	0,16	0,06	0,02	0,019	0,003	
Верхне-Волжский район	40	55,4	939	2,4	215	107	76	31	20	8	3	7	6	—	4	0,17
					45,1	22,4	15,9	6,49	4,19	1,67	0,62	1,46	1,25		0,83	
				*	2,94	150	74,8	36,7	17,6	8,27	3,79	1,69	0,74	0,31	0,13	
Приуралье (бассейн р. Камы) и Средний Урал	36	51,4	754	2,5	178	76	57	16	19	10	7	12	1	3	2	0,27
					46,7	19,9	15,0	4,2	5,0	2,6	1,8	3,1	0,26	0,79	0,52	
				*	245	120	57,6	26,9	12,3	5,47	2,36	0,99	0,40	0,16	0,06	
Средний Урал и Приуралье (бассейн р. Тобола	12	55,2	247	2,7	43	33	20	12	9	2	1	4	—	1	1	0,49
					34,1	26,2	15,9	9,5	7,1	1,6	0,79	3,2		0,8	0,8	
				*	87,8	44,7	22,4	11,0	5,26	2,47	1,13	0,51	0,22	0,09	0,04	

* Теоретические значения числа группировок.

Продолжение табл. 2.1.

Район	Число постов по району с $N > 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	Общее число группировок	Средняя длина группировок	Число группировок различной длины										
					больше медианы										
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10
Нижнее Поволжье	16	47	322	2,3	62	46	9	26	8	5	—	2	—	—	—
					39,2	29,1	5,7	16,5	5,1	3,2		1,3			
				*	99,8	48,8	23,3	10,8	4,9	2,15	0,91	0,38	0,15	0,06	0,02
Урало-Эмбинский район	4	45,8	78	2,3	13	11	5	6	2	1	—	—	—	—	—
					34,2	28,9	13,2	15,8	5,26	2,63					
				*	71	35,5	17,4	8,3	3,83	1,72	0,75	0,32	0,13	0,05	0,02
Центральный и Южный Казахстан (бассейн оз. Балхаш)	11	46,8	230	2,2	53	23	14	8	11	2	—	—	—	2	—
					46,9	20,4	12,4	7,07	9,73	1,76				1,76	
				*	68,4	33,4	15,9	7,4	3,36	1,47	0,63	0,26	0,10	0,04	0,01
Центральный и Южный Казахстан (целинные и залежные земли)	3	55,7	65	2,6	10	8	5	8	1	—	—	—	—	—	—
					31,2	25,0	15,6	25,0	3,12						
				*	22,1	11,0	5,42	2,61	1,23	0,56	0,25	0,11	0,05	0,02	0,01

* Теоретические значения числа группировок.

Продолжение табл. 2.1.

Район	Число постов по району с $N \geqslant 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	Общее число группировок	Средняя длина группировок	Число группировок различной длины: меньше медианы											Коэффициент автокорреляции r (1)
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10	
Нижнее Поволжье	16	47	322	2,3	84	30	18	11	7	2	6	4	2	—	—	0,27
					51,2	18,3	11,0	6,7	4,3	1,2	3,7	2,4	1,2			
				*	99,8	48,8	23,3	10,8	4,9	2,15	0,91	0,38	0,15	0,06	0,02	
Урало-Эмбинский район	4	45,8	78	2,3	17	12	6	—	2	2	1	—	—	—	—	0,18
					42,5	30,0	15,0		5,0	5,0	2,5					
				*	71	35,5	17,4	8,3	3,83	1,72	0,75	0,32	0,13	0,05	0,02	
Центральный и Южный Казахстан (бассейн оз. Балхаш)	11	46,8	230	2,2	47	37	19	4	4	3	1	—	2	—	—	0,20
					40,2	31,6	16,2	3,41	3,41	2,56	0,85		1,70			
				*	68,4	33,4	15,9	7,4	3,36	1,47	0,63	0,26	0,10	0,04	0,01	
Центральный и Южный Казахстан (целинные и залежные земли)	3	55,7	65	2,6	14	10	3	2	2	1	—	—	—	—	1	0,24
					42,4	30,3	9,09	6,06	6,06	3,03					3,03	
				*	22,1	11,0	5,42	2,61	1,23	0,56	0,25	0,11	0,05	0,02	0,01	

* Теоретические значения числа группировок.

Продолжение табл. 2.1.

Район	Число постов по району с $N \geqslant 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	Общее число группировок	Средняя длина группировок	Число группировок различной длины										
					больше медианы										
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10
Центральный и Южный Казахстан (Карагандинская область)	3	41,7	54	2,3	12	4	4	3	2	1	—	—	—	—	—
					46,2	15,4	15,4	11,5	7,69	3,84					
				*	16,7	8,32	4,05	1,92	0,88	0,39	0,17	0,07	0,03	0,01	0,00
Средняя Азия (бассейн р. Сырдарьи)	27	45,4	555	2,2	101	83	53	16	12	4	1	1	—	1	—
					37,1	30,5	19,5	5,88	4,41	1,47	0,36	0,36		0,36	
				*	163	81,4	39,7	18,9	8,7	3,9	1,69	0,70	0,28	0,11	0,04
Средняя Азия (бассейны оз. Иссык-Куль, рек Чу, Талас, Тарим)	21	42,4	407	2,2	90	54	30	10	7	3	5	1	1	—	—
					44,8	26,9	14,9	4,97	3,48	1,49	2,48	0,49	0,49		
				*	119	59,3	28,9	13,7	6,28	2,79	1,20	0,49	0,19	0,07	0,03
Средняя Азия (бассейн р. Амударьи)	11	44,8	226	2,2	46	23	27	10	3	2	—	—	—	—	—
					41,4	20,7	24,3	9,00	2,70	1,80					
				*	65,4	31,9	15,2	7,05	3,17	1,38	0,58	0,24	0,09	0,04	0,01

* Теоретические значения числа группировок.

Продолжение табл. 2.1.

Район	Число постов по району с $N \geqslant 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	Общее число группировок	Средняя длина группировок	Число группировок различной длины: меньше медианы											Коэффициент автокорреляции r (1)
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10	
Центральный и Южный Казахстан (Карагандинская область)	3	41,7	54	2,3	11	8	3	3	1	2	—	—	—	—	—	0,27
					39,3	28,6	10,7	10,7	3,57	7,14						
				*	16,7	8,32	4,05	1,92	0,88	0,39	0,17	0,07	0,03	0,01	0,004	
Средняя Азия (бассейн р. Сырдарьи)	27	45,4	555	2,2	120	81	43	11	15	7	3	—	—	1	2	0,18
					42,4	28,6	15,2	3,88	5,30	2,47	1,06			0,35	0,70	
				*	163	81,4	39,7	18,9	8,7	3,9	1,69	0,70	0,28	0,11	0,04	
Средняя Азия (бассейны оз. Иссык-Куль, рек Чу, Талас, Тарим)	21	42,4	407	2,2	98	48	22	16	8	9	4	—	—	—	1	0,36
					47,6	23,3	10,7	7,76	3,88	4,36	1,94				0,48	
				*	119	59,3	28,9	13,7	6,28	2,79	1,20	0,49	0,19	0,07	0,03	
Средняя Азия (бассейн р. Амударьи)	11	44,8	226	2,2	40	37	23	10	2	2	—	1	—	—	—	0,21
					34,8	32,2	20,0	8,69	1,73	1,73		0,86				
				*	65,4	31,9	15,2	7,05	3,17	1,38	0,58	0,24	0,09	0,04	0,01	

* Теоретические значения числа группировок.

Район	Число постов по району с $N > 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	Общее число группировок	Средняя длина группировок	Число группировок различной длины, больше медианы										
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10
Туркмения	1	47	19	2,5	5 / 55,6	2 / 22,2	1 / 11,1	1 / 11,1	—	—	—	—	—	—	—
				*	6,24	3,05	1,46	0,68	0,31	0,13	0,06	0,02	0,01	0,004	0,001
Бассейн Верхней и Средней Оби	7	49,6	165	2,1	37 / 45,1	25 / 30,5	10 / 12,2	3 / 3,65	3 / 3,65	3 / 3,65	1 / 1,21	—	—	—	—
				*	46	23	11,3	5,39	2,51	1,14	0,50	0,22	0,09	0,04	0,01
Бассейн Средней Оби	15	50,9	360	2,1	93 / 52,0	41 / 22,9	13 / 7,26	10 / 5,58	13 / 7,26	6 / 3,35	2 / 1,11	1 / 0,55	—	—	—
				*	101	49,6	23,8	11,1	5,08	2,26	0,97	0,41	0,17	0,06	0,02
Бассейн Нижней Оби	4	63,8	101	2,5	16 / 32,0	16 / 32,0	7 / 14,0	—	9 / 18,0	2 / 4,0	—	—	—	—	—
				*	33,7	16,8	8,28	4,00	1,90	0,88	0,40	0,18	0,079	0,033	0,014

* Теоретические значения числа группировок.

Продолжение табл. 2.1.

Район	Число постов по району с $N \geqslant 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	Общее число группировок	Средняя длина группировок	Число группировок различной длины: меньше медианы											Коэффициент автокорреляции r (1)
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10	
Туркмения	1	47	19	2,5	2	4	—	1	2	—	—	1	—	—	—	0,21
					20,0	40,0		10,0	20,0			10,0				
				*	6,24	3,05	1,46	0,68	0,31	0,13	0,06	0,02	0,01	0,004	0,001	
Бассейн Верхней и Средней Оби	7	49,6	165	2,1	34	24	11	8	5	1	—	—	—	—	—	0,05
					41,0	28,9	13,2	9,63	6,02	1,2						
				*	46	23	11,3	5,39	2,51	1,14	0,50	0,22	0,09	0,04	0,01	
Бассейн Средней Оби	15	50,9	360	2,1	81	44	28	17	6	2	1	2	—	—	—	0,05
					44,8	24,3	15,5	9,39	3,31	1,10	0,55	1,10				
				*	101	49,6	23,8	11,1	5,08	2,26	0,97	0,41	0,17	0,06	0,02	
Бассейн Нижней Оби	4	63,8	101	2,5	15	24	2	3	2	2	1	1	—	—	1	0,51
					29,4	47,0	3,92	5,88	3,92	3,92	1,96	1,96			1,96	
				*	33,7	16,8	8,28	4,00	1,90	0,88	0,40	0,18	0,079	0,033	0,014	

* Теоретические значения числа группировок.

Продолжение табл. 2.1.

Район	Число постов по району с $N \geqslant 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	Общее число группировок	Средняя длина группировок	Число группировок различной длины										
					больше медианы										
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10
Ангаро-Енисейский район	8	45,8	152	2,4	33	20	7	4	4	3	3	—	—	—	—
					44,6	27,0	9,45	5,40	5,40	4,05	4,05				
				*	48,7	24,3	11,9	5,6	2,62	1,18	0,51	0,22	0,09	0,03	0,01
Забайкалье (бассейн оз. Байкал)	6	41,3	117	2,1	27	13	12	4	1	2	—	—	—	—	—
					45,8	22,0	20,3	6,77	1,69	3,38					
				*	33	16,1	7,61	3,50	1,56	0,67	0,27	0,11	0,04	0,01	0,005
Лено-Индигирский район	21	44	386	2,4	83	61	21	9	9	5	2	3	1	—	2
					42,3	31,1	10,7	4,59	4,59	2,55	1,02	1,53	0,51		1,02
				*	123	61,5	30,0	14,2	6,57	2,94	1,27	0,53	0,21	0,08	0,03
Бассейн Верхнего и Среднего Амура	11	58,0	273	2,3	76	18	18	10	1	3	1	5	2	1	1
					55,9	13,2	13,2	7,35	0,73	2,20	0,73	3,67	1,47	0,73	0,73
				*	84,3	42,1	20,1	9,96	4,70	2,17	0,98	0,43	0,18	0,08	0,03

* Теоретические значения числа группировок.

Продолжение табл. 2.1.

Район	Число постов по району с $N \geqslant 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	Общее число группировок	Средняя длина группировок	Число группировок различной длины: меньше медианы											Коэффициент автокорреляции r (1)
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10	
Ангаро-Енисейский район	8	45,8	152	2,4	33	17	14	5	2	2	2	—	—	—	—	0,16
					44,0	22,7	18,7	6,66	2,66	2,66	2,66					
				*	48,7	24,3	11,9	5,6	2,62	1,18	0,51	0,22	0,09	0,03	0,01	
Забайкалье (бассейн оз. Байкал)	6	41,3	117	2,1	27	13	10	3	1	3	—	1	—	—	—	0,07
					46,6	22,4	17,2	5,17	1,72	5,17		1,72				
				*	33	16,1	7,61	3,50	1,56	0,67	0,27	0,11	0,04	0,01	0,005	
Лено-Индигирский район	21	44	386	2,4	79	42	29	18	5	6	4	4	—	3	—	0,18
					41,6	22,1	15,3	9,47	2,63	3,15	2,10	2,10		1,57		
				*	123	61,5	30,0	14,2	6,57	2,94	1,27	0,53	0,21	0,08	0,03	
Бассейн Верхнего и Среднего Амура	11	58,0	273	2,3	57	29	19	18	9	3	—	1	1	—	—	0,23
					41,6	21,2	13,9	13,1	6,56	2,18		0,72	0,72			
				*	84,3	42,1	20,1	9,96	4,70	2,17	0,98	0,43	0,18	0,008	0,03	

* Теоретические значения числа группировок.

Продолжение табл. 2.1

Район	Число постов по району с $N \geq 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	Общее число группировок	Средняя длина группировок	Число группировок различной длины										
					больше медианы										
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10
Бассейн Нижнего Амура	3	53,3	58	2,8	12	6	6	1	—	—	—	—	—	3	—
					42,8	21,4	21,4	3,57						10,7	
				*	21,2	10,8	5,4	2,65	1,26	0,59	0,27	0,12	0,05	0,02	0,009
Приморье	5	44,2	11,6	1,9	23	27	4	2	—	2	—	—	—	—	—
					39,6	46,6	6,89	3,44		3,44					
				*	29,4	14,7	7,18	3,41	1,57	0,70	0,30	0,13	0,05	0,02	0,007
Северо-Восток	3	43,7	68	1,9	17	12	2	2	—	—	—	—	—	1	—
					50,0	35,3	5,88	5,88						2,94	
				*	17,4	8,72	4,25	2,02	0,93	0,42	0,18	0,08	0,03	0,01	0,004
Камчатка	3	41,7	57	1,9	12	9	2	2	2	—	1	—	—	—	—
					42,8	32,1	7,14	7,14	7,14		3,57				
				*	16,6	8,32	4,05	1,92	0,88	0,39	0,17	0,07	0,03	0,01	0,004

* Теоретические значения числа группировок.

Продолжение табл. 2.1

Район	Число постов по району с $N \geqslant 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	Общее число группировок	Средняя длина группировок	Число группировок различной длины: меньше медианы											Коэффициент автокорреляции r (1)
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10	
Бассейн Нижнего Амура	3	53,3	58	2,8	7	9	6	5	1	1	—	—	—	1	—	0,28
					23,3	30,0	20	16,7	3,33	3,33				3,33		
				*	21,2	10,8	5,4	2,65	1,26	0,59	0,27	0,12	0,05	0,02	0,009	
Приморье	5	44,2	11,6	1,9	37	10	5	1	1	2	—	1	—	—	1	—0,09
					63,8	17,2	8,62	1,72	1,72	3,44		1,72			1,72	
				*	29,4	14,7	7,18	3,41	1,57	0,70	0,30	0,13	0,05	0,02	0,007	
Северо-Восток	3	43,7	68	1,9	18	6	6	2	2	—	—	—	—	—	—	0,18
					52,9	17,6	17,6	5,88	5,88							
				*	17,4	8,72	4,25	2,02	0,93	0,42	0,18	0,08	0,03	0,01	0,004	
Камчатка	3	41,7	57	1,9	12	8	4	2	2	1	—	—	—	—	—	0,10
					41,4	27,6	13,8	6,89	6,89	3,44						
				*	16,6	8,32	4,05	1,92	0,88	0,39	0,17	0,07	0,03	0,01	0,004	

* Теоретические значения числа группировок.

Таблица 2.2

Распределение (%) по районам рядов наблюдений со случайными и неслучайными данными

Район	Число постов по району с $N \geq 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	$q = 0{,}05$		$q = 0{,}10$	
			по общему числу серий	по максимальной длине	по общему числу серий	по максимальной длине
Кольский п-ов	8	43,4	100 (+)	100 (+)	100 (+)	100 (+)
Северо-Запад ЕТС, Карелия	21	46,7	85,7 (+)/14,3 (—)	97,2 (+)/2,8 (—)	81,0 (+)/19,0 (—)	81,0 (+)/19,0 (—)
Северный Край	35	50,8	100 (+)	97,2 (+)/2,8 (—)	94,3 (+)/5,7 (—)	94,3 (+)/5,7 (—)
Эстония	16	51,6	62,5 (+)/37,5 (—)	68,8 (+)/37,5 (—)	43,8 (+)/56,2 (—)	56,2 (+)/43,8 (—)
Латвия	14	53,2	78,6 (+)/21,4 (—)	64,3 (+)/35,7 (—)	50,0 (+)/50,0 (—)	57,1 (+)/42,9 (—)
Литва	16	57,5	80,0 (+)/20,0 (—)	75,0 (+)/25,0 (—)	87,5 (+)/12,5 (—)	87,5 (+)/12,5 (—)
Белоруссия и Верхнее Поднепровье	23	53,8	82,6 (+)/17,4 (—)	100 (+)	69,6 (+)/30,4 (—)	95,6 (+)/4,4 (—)
Западная Украина и Молдавия	15	48,6	80,0 (+)/20,0 (—)	86,7 (+)/13,3 (—)	66,7 (+)/33,3 (—)	86,7 (+)/13,3 (—)
Среднее и Нижнее Поднепровье	15	51,4	86,7 (+)/13,3 (—)	86,7 (+)/13,3 (—)	80,0 (+)/20,0 (—)	93,3 (+)/6,67 (—)
Бассейны рек Северского Донца и Приазовья	3	51,7	66,7 (+)/33,3 (—)	100 (+)	100 (+)	100 (+)
Крым	3	44,3	100 (+)	100 (+)	100 (+)	100 (+)
Донской район	13	58,4	100 (+)	100 (+)	100 (+)	92,3 (+)/7,7 (—)
Северный Кавказ	23	44,2	87,0 (+)/13,0 (—)	78,3 (+)/21,7 (—)	82,6 (+)/17,4 (—)	65,2 (+)/34,8 (—)
Западное Закавказье	23	43,1	100 (+)	87 (+)/13,0 (—)	95,7 (+)/4,3 (—)	78,3 (+)/21,7 (—)
Армения	4	44	100 (+)	75 (+)/25 (—)	100 (+)	50 (+)/50 (—)

Продолжение табл. 2.2

Район	Число постов по району с $N > 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	$q = 0{,}05$		$q = 0{,}10$	
			по общему числу серий	по максимальной длине	по общему числу серий	по максимальной длине
Дагестан	3	43	100 (+)	100 (+)	100 (+)	66,7 (+)/33,3 (—)
Восточное Закавказье	3	44,7	100 (+)	100 (+)	66,7/33,3 (—)	66,7 (+)/33,3 (—)
Верхне-Волжский район	40	55,4	77,5 (+)/22,5 (—)	67,5 (+)/32,5 (—)	67,5 (+)/32,5 (—)	52,5 (+)/47,5 (—)
Средний Урал и Приуралье (бассейн р. Камы)	36	51,4	72,2 (+)/27,8 (—)	88,9 (+)/11,1 (—)	55,6 (+)/44,4 (—)	61,1 (+)/38,9 (—)
Средний Урал и Приуралье (бассейн р. Тобола)	12	55,2	50 (+)/50 (—)	66,7 (+)/33,3 (—)	41,7 (+)/58,3 (—)	58,3 (+)/41,7 (—)
Нижнее Поволжье	16	47	93,8 (+)/6,2 (—)	100 (+)	75 (+)/25 (—)	62,5 (+)/37,5 (—)
Урало-Эмбинский район	4	45,8	50 (+)/50 (—)	100 (+)	50 (+)/50 (—)	75 (+)/25 (—)
Центральный и Южный Казахстан (Карагандинская обл.)	3	41,7	100 (+)	100 (+)	100 (+)	100 (+)
Центральный и Южный Казахстан (бассейн оз. Балхаш)	11	46,8	81,8 (+)/18,2 (—)	63,6 (+)/36,4 (—)	72,7 (+)/27,3 (—)	45,5 (+)/54,5 (—)
Центральный и Южный Казахстан (целинные и залежные земли)	3	55,7	100 (+)	100 (+)	100 (+)	100 (+)
Средняя Азия (бассейн р. Сырдарьи)	27	45,4	100 (+)	88,9 (+)/11,1 (—)	100 (+)	85,2 (+)/14,8 (—)

Район	Число постов по району с $N > 40$ лет	Средний период наблюдений, лет	$q = 0{,}05$		$q = 0{,}10$	
			по общему числу серий	по максимальной длине	по общему числу серий	по максимальной длине
Средняя Азия (бассейны оз. Иссык-Куль, рек Чу, Талас, Тарим)	21	42,4	90,5 (+)/9,5 (—)	95,2 (+)/4,8 (—)	90,5 (+)/9,5 (—)	90,5 (+)/9,5 (—)
Средняя Азия (бассейн р. Амударьи)	11	44,8	100 (+)	100 (+)	100 (+)	100 (+)
Туркмения	1	47,0	100 (+)	100 (+)	100 (+)	100 (+)
Бассейн Верхней и Средней Оби	7	49,6	85,7 (+)/14.3 (—)	100 (+)	85,7 (+)/14,3 (—)	100 (+)
Бассейн Средней Оби	15	50,9	86,7 (+)/13,3 (—)	100 (+)	86,7 (+)/13,3 (—)	80 (+)/20 (—)
Бассейн Нижней Оби	4	63,8	50 (+)/50 (—)	75 (+)/25 (—)	50 (+)/50 (—)	75 (+)/25 (—)
Бассейн Енисея	10	50,9	100 (+)	90 (+)/10 (—)	100 (+)	80 (+)/20 (—)
Ангаро-Енисейский район	8	45,8	75 (+)/25 (—)	75 (+)/25 (—)	75 (+)/25 (—)	75 (+)/25 (—)
Забайкалье (бассейн оз. Байкал)	6	41,3	100 (+)	100 (+)	100 (+)	83,3 (+)/16,7 (—)
Лено-Индигирский район	21	44,0	66,7 (+)/33,3 (—)	76,2 (+)/23,8 (—)	66,7 (+)/33,3 (—)	61,9 (+)/38,1 (—)
Бассейн Верхнего и Среднего Амура	11	58,0	63,6 (+)/36,4 (—)	81,8 (+)/18,4 (—)	54,5 (+)/45,5 (—)	45,5 (+)/54,5 (—)
Бассейн Нижнего Амура	3	53,3	66,7 (—)/33,3 (+)	100 (—)	100 (—)	100 (—)
Приморье	5	44,2	100 (+)	80 (+)/20 (—)	100 (+)	60 (+)/40 (—)
Северо-Восток СССР	3	43,7	100 (+)	33,3 (+)/66,7 (+)	100 (+)	33,3 (—)/66,7 (+)
Камчатка	3	41,7	100 (+)	100 (+)	100 (+)	100 (+)

вок и коэффициентов корреляции между смежными членами ряда для районов Советского Союза.

На основании эмпирических данных трудно отдать предпочтение математической модели, используемой Ратковичем или Андреяновым. Вместе с тем на основании ранее проведенного анализа математических моделей описания многолетних колебаний речного стока следует отдавать предпочтение двум моделям в соответствии с работой Ратковича [72].

Оценка случайности появления группировок различной длительности получена с использованием критерия серий, который ос-

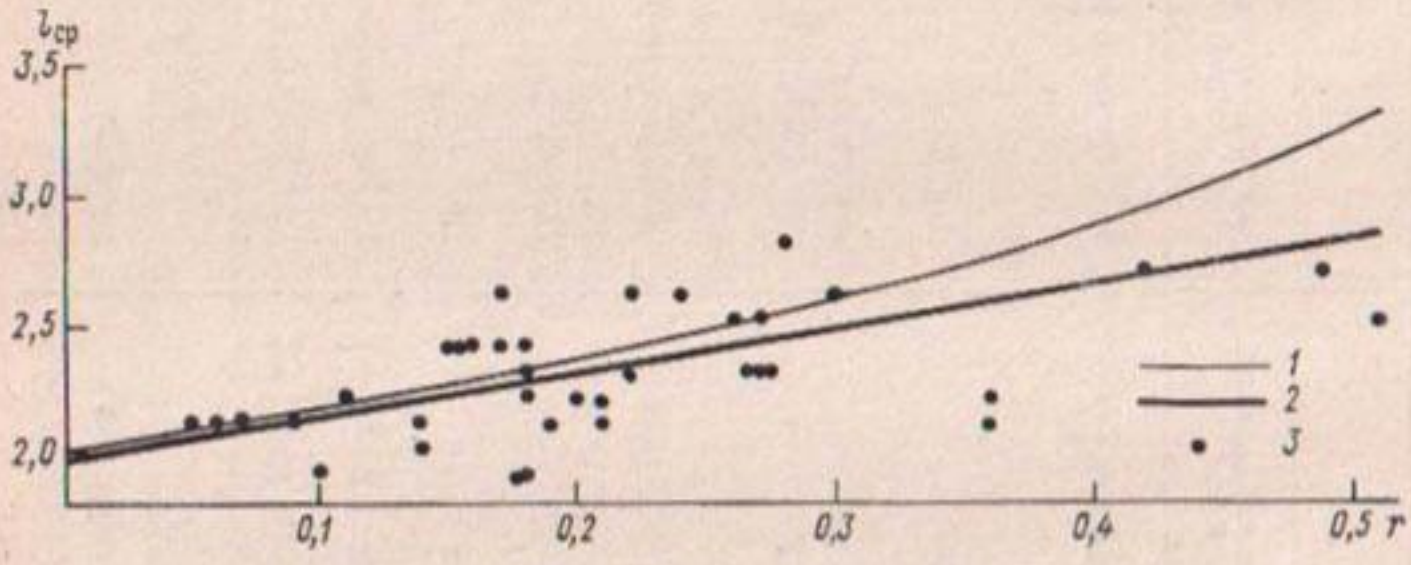


Рис. 2.1. Зависимость средней длительности группировок от коэффициента автокорреляции годового стока.

1 — по модели В. Г. Андреянова [7], *2* — по модели Д. Я. Ратковича [72], *3* — эмпирические данные.

нован на сопоставлении максимальной длины и числа серий, рассчитанных по ряду наблюдений, с теоретическими значениями, свойственными случайной последовательности, в соответствии с гл. 1.

Оценка случайности многолетних рядов годового стока по критерию серий по общему их числу и максимальной длине представлены в табл. 2.2. Знак + означает, что проверяемая гипотеза случайности не отвергается, знак — означает, что гипотеза случайности не может быть принята. Анализ табл. 2.2 показывает, что большинство рядов годового стока не противоречат модели случайной последовательности. Для ряда районов СССР, например бассейнов рек Северского Донца и Приазовья, Среднего Урала и Приуралья, рек Урало-Эмбинского района, некоторых районов Сибири и Приморья, установлено повышенное число рядов с неслучайным характером группировок лет повышенной и пониженной водности.

Следует особо подчеркнуть, что полученные в табл. 2.2 результаты основаны на индивидуальных рядах наблюдений. Учитывая ограниченный объем исходных данных по каждому посту, уверенных выводов о случайности или неслучайности колебаний годового

Таблица 2.3

Группировки различной длительности в многолетних рядах годового стока рек СССР

Количество	Длина группировки, лет										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10
Эмпирическое	2418 / 2362	1432 / 1400	726 / 894	411 / 377	242 / 227	114 / 140	72 / 72	46 / 60	10 / 23	15 / 12	19 / 21
Теоретическое	3342	1709	855	427	276	93	43	18	8	3	1

Примечание. В числителе — группировки повышенной водности, в знаменателе — пониженной водности.

Таблица 2.4

Вероятность (%) появления группировок различной длительности

Вероятность	Длина группировки, лет										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	> 10
Эмпирическая	44,4 / 41,7	25,7 / 26,2	13,3 / 15,4	7,93 / 6,95	4,92 / 4,71	2,78 / 2,97	2,00 / 1,81	1,51 / 1,95	0,62 / 0,83	1,83 / 1,06	1,43 / 1,20
Теоретическая	50,0	24,5	11,7	5,47	2,49	1,10	0,47	0,20	0,08	0,03	0,01

Примечание. В числителе — группировки повышенной водности, в знаменателе — пониженной водности.

стока сделать не представляется возможным. Более перспективный путь подобного анализа заключается в групповом анализе исходных данных. Так, в табл. 2.3 и 2.4 представлены результаты расчетов числа группировок различной длительности и их вероятности появления в многолетних рядах годового стока рек СССР и их теоретические значения.

Сопоставление эмпирических данных с теоретическими убедительно свидетельствует о неслучайном характере колебаний годового стока (табл. 2.3 и 2.4). Так, количество группировок малой продолжительности (1—5 лет) в рядах годового стока существенно меньше, чем теоретические значения, в то время как группировки повышенной длительности (более 5 лет) значительно чаще встречаются, чем теоретические значения.

Таким образом, анализ случайности годового стока, произведенный по совокупности наблюдений продолжительностью 40 лет и более, убедительно свидетельствует о неслучайном характере

многолетних колебаний речного стока, который, как показано в следующем разделе, проявляется в некоторой инерционности, обусловленной переходящей влагой в бассейне из года в год, которая описывается коэффициентом корреляции между стоком смежных лет.

2.2. АНАЛИЗ АВТОКОРРЕЛЯЦИОННЫХ ФУНКЦИЙ

Автокорреляционные функции многолетних колебаний речного стока используются в практике инженерно-гидрологических расчетов при оценке точности выборочных параметров и квантилей распределения, при статистическом моделировании гидрологических рядов, регулировании речного стока и решении других научно-исследовательских и прикладных задач гидрологии.

Анализу автокорреляционных функций посвящено большое число работ [37, 41, 72, 77, 96, 99, 100, 101]. В одних [41, 72, 77, 96, 97] отмечается, что многолетним колебаниям речного стока свойственна лишь достоверная корреляция между стоком смежных лет, в других [37, 99, 100, 101] приводятся автокорреляционные функции при достаточно больших параметрах сдвига τ исходного ряда. В последнем случае эмпирические автокорреляционные функции при τ от 1 до 30 рекомендуется использовать в прогнозах и расчетах стока. Ввиду того что дискуссия по данному вопросу продолжается до настоящего времени, представляется целесообразным произвести анализ эмпирических автокорреляционных функций на массовом материале наблюдений за речным стоком.

Анализ эмпирических автокорреляционных функций выполнен с привлечением всех наиболее продолжительных рядов наблюдений за речным стоком (40 лет и более) на территории СССР.

Всего было использовано 523 гидрологических поста, продолжительность наблюдений в которых следующая:

Продолжительность наблюдений, лет	40—44	45—54	55—64	65—74	75—84	85—94	95—104
Число постов	166	204	71	20	37	16	9

Ввиду того что ординаты эмпирических автокорреляционных функций соизмеримы с их случайными отклонениями, обусловленными ограниченным объемом исходной информации, представляется целесообразным последующий анализ автокорреляционных функций вести на основе групповых оценок.

Так как случайные отклонения коэффициентов автокорреляции уменьшаются с увеличением объема исходной информации, все ряды речного стока были разбиты по следующим градациям продолжительности наблюдений за речным стоком: 40—44; 45—54; 55—64; 65—74; 75—84; 85—94; 95—104 лет. Оценки параметров распределения коэффициентов автокорреляции представлены в табл. 2.5.

Таблица 2.5

Групповая оценка автокорреляционных функций

Сдвижка τ лет	Число членов	Среднее по ряду $\overline{r}(\tau)$	Эмпирическая средняя квадратическая погрешность $\sigma_{r}(\tau)$	Коэффициент асимметрии C_s, $r(\tau)$	$r(\tau)$ по уравнению $r(\tau) = r(1)^{\tau}$	$\overset{\bullet}{\sigma}_{r(\tau)} = \frac{1-[r(\tau)]^2}{\sqrt{n-\tau-1}}$
			$n = 40 \div 44$			
1	166	0,185	0,184	0,135	0,185	0,151
2	166	0,021	0,188	—0,019	0,034	0,158
3	166	0,070	0,157	—0,041	0,006	0,160
4	166	0,026	0,162	0,446	0,001	0,162
5	166	—0,021	0,155	—0,204	0,000	0,166
6	166	—0,032	0,184	0,128	0,000	0,166
7	166	—0,079	0,173	0,005	0,000	0,168
8	166	—0,048	0,163	0,010	0,000	0,171
9	166	—0,045	0,173	—0,099	0,000	0,174
10	166	—0,046	0,182	—0,205	0,000	0,179
11	166	—0,039	0,198	—0,218	0,000	0,179
12	166	—0,047	0,217	—0,340	0,000	0,182
13	166	—0,013	0,186	0,062	0,000	0,186
14	146	0,022	0,185	—0,227	0,000	0,189
15	48	—0,087	0,234	—0,015	0,000	0,191
			$n = 45 \div 54$			
1	204	0,180	0,179	0,149	0,180	0,140
2	204	0,131	0,195	—0,101	0,032	0,143
3	204	0,029	0,173	0,199	0,061	0,147
4	204	0,065	0,170	0,203	0,001	0,148
5	204	0,025	0,174	0,108	0,000	0,151
6	204	—0,011	0,167	—0,262	0,000	0,152
7	204	—0,029	0,153	—0,183	0,000	0,154
8	204	—0,031	0,169	—0,300	0,000	0,156
9	204	—0,032	0,178	—0,125	0,000	0,160
10	204	—0,030	0,178	—0,131	0,000	0,160
11	204	—0,044	0,202	—0,105	0,000	0,162
12	204	—0,033	0,189	—0,016	0,000	0,164
13	204	—0,078	0,183	—0,370	0,000	0,166
14	204	—0,015	0,184	—0,270	0,000	0,169
15	204	—0,056	0,220	0,058	0,000	0,171
16	136	—0,106	0,204	—0,307	0,000	0,172
			$n = 55 \div 64$			
1	71	0,227	0,161	0,297	0,227	0,125
2	71	0,072	0,185	—0,158	0,051	0,132
3	71	0,039	0,127	0,251	0,012	0,133
4	71	0,011	0,164	0,327	0,003	0,135
5	71	—0,004	0,132	0,247	0,001	0,136
6	71	—0,028	0,144	0,314	0,000	0,137
7	71	—0,023	0,146	—0,066	0,000	0,139
8	71	—0,056	0,152	0,039	0,000	0,140
9	71	—0,036	0,152	—0,243	0,000	0,141

Продолжение табл. 2.5

Сдвижка τ лет	Число членов	Среднее по ряду $\bar{r}(\tau)$	Эмпирическая средняя квадратическая погрешность $\sigma_{r(\tau)}$	Коэффициент асимметрии $C_{s,\,r(\tau)}$	$r(\tau)$ по уравнению $r(\tau) = r(1)^{\tau}$	$\overset{\bullet}{\sigma}_{r(\tau)} = \frac{1-[r(\tau)]^2}{\sqrt{n-\tau-1}}$
10	71	—0,057	0,158	—0,061	0,000	0,142
11	71	—0,059	0,173	0,475	0,000	0,144
12	71	—0,058	0,175	—0,275	0,000	0,145
13	71	—0,036	0,173	—0,400	0,000	0,148
14	71	—0,012	0,166	0,035	0,000	0,149
15	71	—0,041	0,172	0,105	0,000	0,150
16	71	—0,053	0,190	0,181	0,000	0,152
			$n = 65 \div 74$			
1	20	0,285	0,153	0,463	0,285	0,111
2	20	0,089	0,208	0,521	0,081	0,121
3	20	0,036	0,148	0,451	0,023	0,123
4	20	0,039	0,203	0,114	0,006	0,124
5	20	0,071	0,170	0,617	0,002	0,124
6	20	0,022	0,148	—0,343	0,000	0,126
7	20	—0,040	0,168	—0,281	0,000	0,127
8	20	—0,050	0,147	—0,446	0,000	0,128
9	20	—0,052	0,156	—0,215	0,000	0,129
10	20	—0,056	0,163	—0,168	0,000	0,130
11	20	—0,066	0,141	0,222	0,000	0,131
12	20	—0,090	0,115	1,301	0,000	0,131
13	20	—0,004	0,122	—0,515	0,000	0,134
14	20	—0,007	0,157	—0,162	0,000	0,135
15	20	—0,074	0,137	0,777	0,000	0,135
16	20	—0,114	0,224	—0,153	0,000	0,135
			$n = 75 \div 84$			
1	37	0,270	0,150	—0,011	0,270	0,105
2	37	0,064	0,142	—0,128	0,073	0,113
3	37	—0,020	0,115	—0,961	0,020	0,115
4	37	0,018	0,125	0,676	0,005	0,115
5	37	0,003	0,127	0,623	0,001	0,116
6	37	—0,024	0,121	0,012	0,000	0,117
7	37	—0,045	0,114	—0,092	0,000	0,118
8	37	—0,101	0,107	—0,588	0,000	0,117
9	37	—0,030	0,137	—0,036	0,000	0,119
10	37	—0,008	0,124	0,054	0,000	0,120
11	37	—0,018	0,149	0,451	0,000	0,121
12	37	—0,041	0,140	0,083	0,000	0,122
13	37	—0,055	0,113	—0,675	0,000	0,123
14	37	—0,011	0,121	—0,510	0,000	0,124
15	37	—0,042	0,149	0,350	0,000	0,124
16	37	—0,018	0,142	0,155	0,000	0,126

Продолжение табл. 2.5

Сдвижка τ лет	Число членов	Среднее по ряду $\bar{r}(\tau)$	Эмпирическая средняя квадратическая погрешность $\sigma_{r(\tau)}$	Коэффициент асимметрии $C_s, r(\tau)$	$r(\tau)$ по уравнению $r(\tau) = r(1)^{\tau}$	$\sigma^{*}_{r(\tau)} = \frac{1-[r(\tau)]^2}{\sqrt{n-\tau-1}}$
			$n = 85 \div 94$			
1	16	0,222	0,123	0,096	0,222	0,101
2	16	0,004	0,120	0,610	0,049	0,107
3	16	—0,017	0,122	—1,961	0,011	0,108
4	16	0,020	0,086	—0,273	0,002	0,108
5	16	0,043	0,110	0,466	0,000	0,109
6	16	—0,001	0,121	0,134	0,000	0,110
7	16	0,008	0,098	—1,117	0,000	0,110
8	16	—0,050	0,119	0,146	0,000	0,110
9	16	0,059	0,118	—0,963	0,000	0,111
10	16	—0,021	0,082	0,490	0,000	0,119
11	16	0,011	0,103	0,206	0,000	0,113
12	16	—0,055	0,129	—0,039	0,000	0,114
13	16	—0,014	0,120	—1,386	0,000	0,115
14	16	0,024	0,092	—0,286	0,000	0,115
15	16	—0,010	0,096	0,269	0,000	0,116
16	16	—0,035	0,085	0,282	0,000	0,117
			$n = 95 \div 104$			
1	9	0,279	0,106	—0,104	0,279	0,093
2	9	0,131	0,098	0,315	0,078	0,100
3	9	0,048	0,119	1,661	0,022	0,102
4	9	—0,058	0,143	0,494	0,006	0,102
5	9	0,012	0,090	1,909	0,002	0,103
6	9	0,037	0,088	—0,534	0,000	0,103
7	9	0,000	0,155	—0,069	0,000	0,104
8	9	—0,024	0,135	0,676	0,000	0,105
9	9	—0,061	0,141	—0,017	0,000	0,105
10	9	—0,057	0,183	—0,433	0,000	0,106
11	9	—0,062	0,141	0,007	0,000	0,106
12	9	—0,008	0,118	—0,065	0,000	0,107
13	9	—0,024	0,130	0,732	0,000	0,108
14	9	0,051	0,127	—0,125	0,000	0,108
15	9	0,035	0,150	—0,291	0,000	0,109
16	9	—0,068	0,139	0,222	0,000	0,109

Анализ материалов, представленных в этой таблице, позволяет сделать следующие выводы:

1. Осредненные значения коэффициентов автокорреляции между стоком смежных лет для всех градаций объема выборок изменяются от +0,18 до +0,28. Среднее взвешенное значение по объему исходных данных коэффициента корреляции между стоком смежных лет равно +0,24 при стандартной погрешности среднего менее 0,01. Таким образом, можно считать подтвержденным факт наличия достоверной автокорреляции между стоком смежных лет.

2. Коэффициенты автокорреляции при $\tau > 1$ быстро убывают, колеблясь около нуля в пределах нескольких сотых значений единицы, что, скорее всего, связано со случайными флуктуациями выборочных данных.

3. В качестве стохастической модели многолетних колебаний речного стока может быть принята модель простой цепи Маркова, в которой автокорреляционная функция описывается выражением $r(\tau) = r(1)^{\tau}$.

Отклонения эмпирических данных от этой модели в пределах нескольких сотых долей единицы, возможно, связаны с ограниченным объемом исходной информации.

4. Эмпирические оценки средних квадратических отклонений ординат автокорреляционных функций имеют четко выраженную тенденцию их уменьшения с увеличением объема выборок, что находится в полном соответствии с теоретическими представлениями. Кроме того, отмечается рост стандартных погрешностей $\sigma^* r(\tau)$ коэффициентов автокорреляции с увеличением параметра сдвига τ, что также легко объясняется уменьшающимся объемом исходной информации при расчете коэффициентов корреляции с увеличением τ. Сопоставление эмпирических стандартных отклонений с их теоретическими значениями свидетельствует в целом об их удовлетворительном соответствии. Вместе с тем следует отметить, что эмпирические стандартные отклонения, как правило, несколько больше их теоретических величин. Это обстоятельство, видимо, связано с рядом причин. Во-первых, известная формула оценки стандартных погрешностей дает тем более заниженные величины, чем выше коэффициент автокорреляции, за счет уменьшающегося объема эквивалентно-независимой информации. Во-вторых, стандартные отклонения эмпирических оценок коэффициентов автокорреляции получены по рядам наблюдений с продолжительностью внутри каждой градации, изменяющейся через 10 лет.

Учитывая нелинейный характер связи случайного среднего квадратического отклонения ординат корреляционной функции с объемом выборки, получаем несколько завышенные значения эмпирического стандарта по сравнению с теоретическим стандартом, так как в последнем случае принимается среднее значение объема выборки для каждой градации. И наконец, эмпирические случайные погрешности коэффициентов автокорреляции между стоком смежных лет, возможно, несколько больше их теоретических значений за счет пространственной их неоднородности или за счет влияния на коэффициент автокорреляции генетически обусловленных факторов.

Последнее обстоятельство достаточно полно исследовано далее в настоящем разделе. Что касается уточнения теоретических оценок случайных и систематических погрешностей коэффициентов автокорреляции, то эта тема дальнейших исследований в данном направлении.

5. Коэффициент асимметрии выборочных коэффициентов автокорреляции колеблется около нуля в пределах небольших величин, что объясняется большими случайными погрешностями при расчете данного параметра. В среднем коэффициент асимметрии эмпирических оценок коэффициента автокорреляции может быть принят равным нулю, т. е. распределение выборочных коэффициентов автокорреляции может быть аппроксимировано нормальным законом.

Итак, анализ эмпирических автокорреляционных функций свидетельствует о том, что многолетним колебаниям годового стока рек СССР свойственна достоверная автокорреляция между стоком смежных лет, которая вполне удовлетворительно соответствует статистической модели простой цепи Маркова.

Вместе с тем в технической литературе [101] вновь поднимается вопрос о достоверности дальних внутрирядных связей в многолетних колебаниях не только годового стока рек, но и максимальных расходов воды и учет этих связей в инженерно-гидрологических расчетах и прогнозах стока. Ввиду исключительной важности вопроса оценки значимости эмпирических автокорреляционных функций при $\tau > 3$ остановимся более подробно на анализе дальних внутрирядных связей.

В работе [101] установлено, что среднее число выбросов эмпирических автокорреляционных функций за пределы 90 %-ного доверительного интервала составило 3,87 для годового стока и 3,60 для максимального стока вместо теоретического значения 3,00.

Таким образом, имеет место некоторое расхождение между моделью простой цепи Маркова и эмпирическими рядами годового и максимального стока. С нашей точки зрения, это расхождение незначительно ввиду ограниченного объема исходного эмпирического материала. Кроме того, при этом следует иметь в виду некоторые методические моменты, к числу которых можно отнести и влияние случайных отклонений исходных данных, и возможные флуктуации индивидуальных оценок коэффициентов автокорреляции между стоком смежных лет, и возможные ошибки (хотя и небольшие) при установлении доверительных границ с использованием метода Монте-Карло.

В связи с раздельным анализом автокорреляционных функций по однородным и неоднородным исходным данным [101] следует отметить, что на результаты анализа однородности существенное влияние оказывает внутрирядная автокорреляция, которая уменьшает объем эквивалентно независимой информации и тем самым расширяет доверительные границы используемых статистик однородности. Эта задача уже решена в настоящее время применительно к модели простой цепи Маркова [73]. В данном случае можно лишь утверждать, что для сложной цепи Маркова это влияние будет больше, чем для простой цепи Маркова. Число выбросов ординат эмпирических автокорреляционных функций по неод-

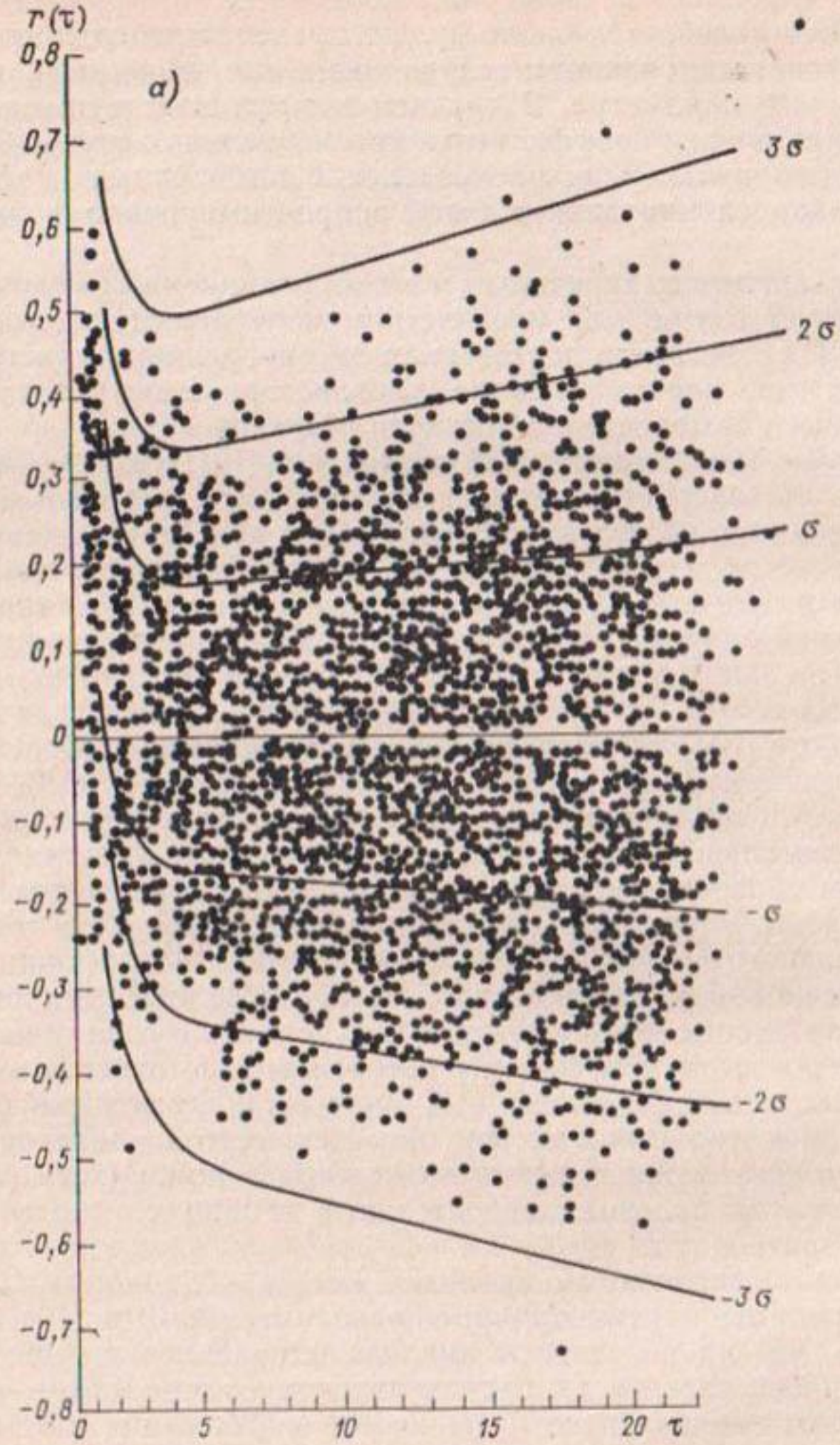
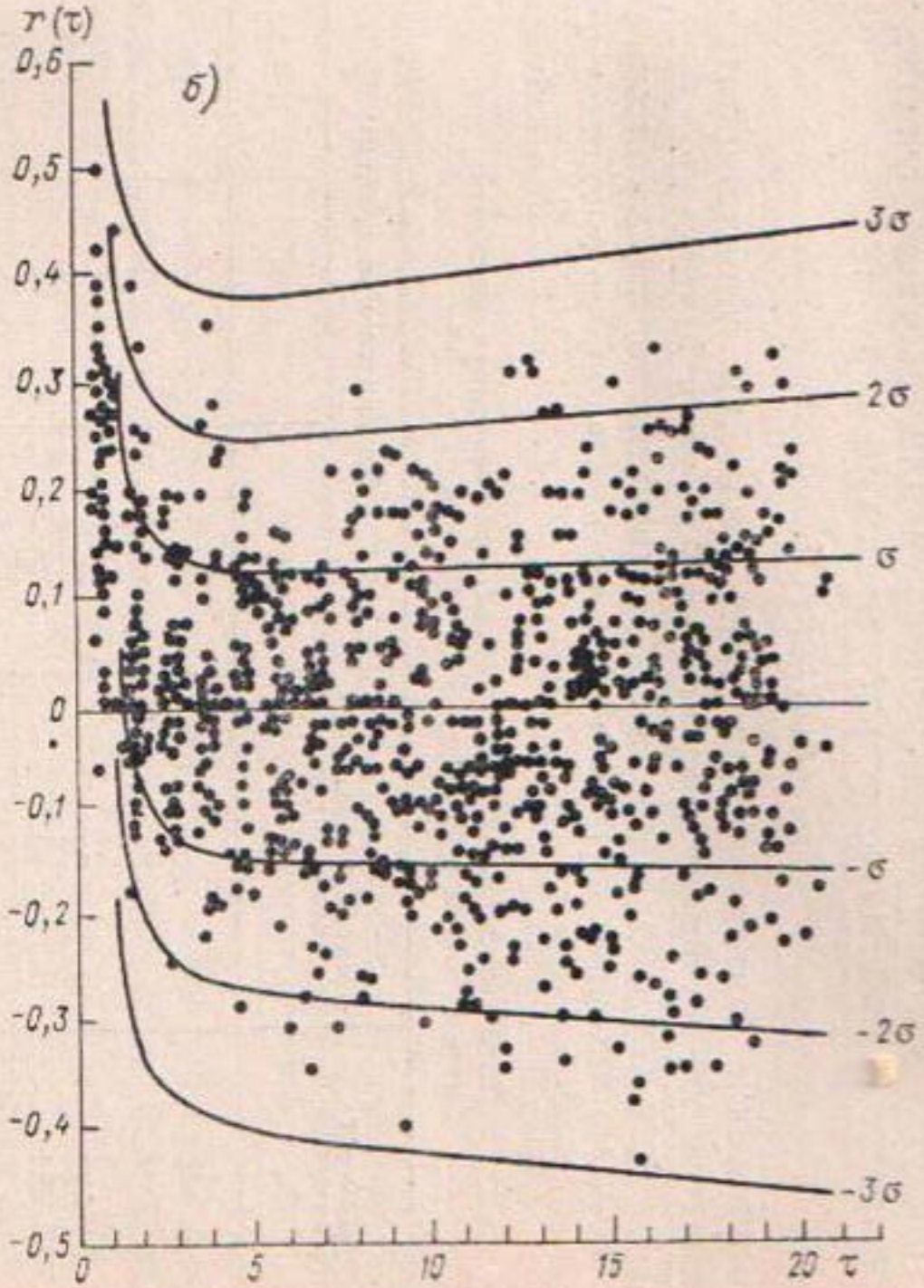


Рис. 2.2. Совмещенные автокорреляционные функции годового стока для рядов различной продолжительности.

а) $n = 40 \div 44$.



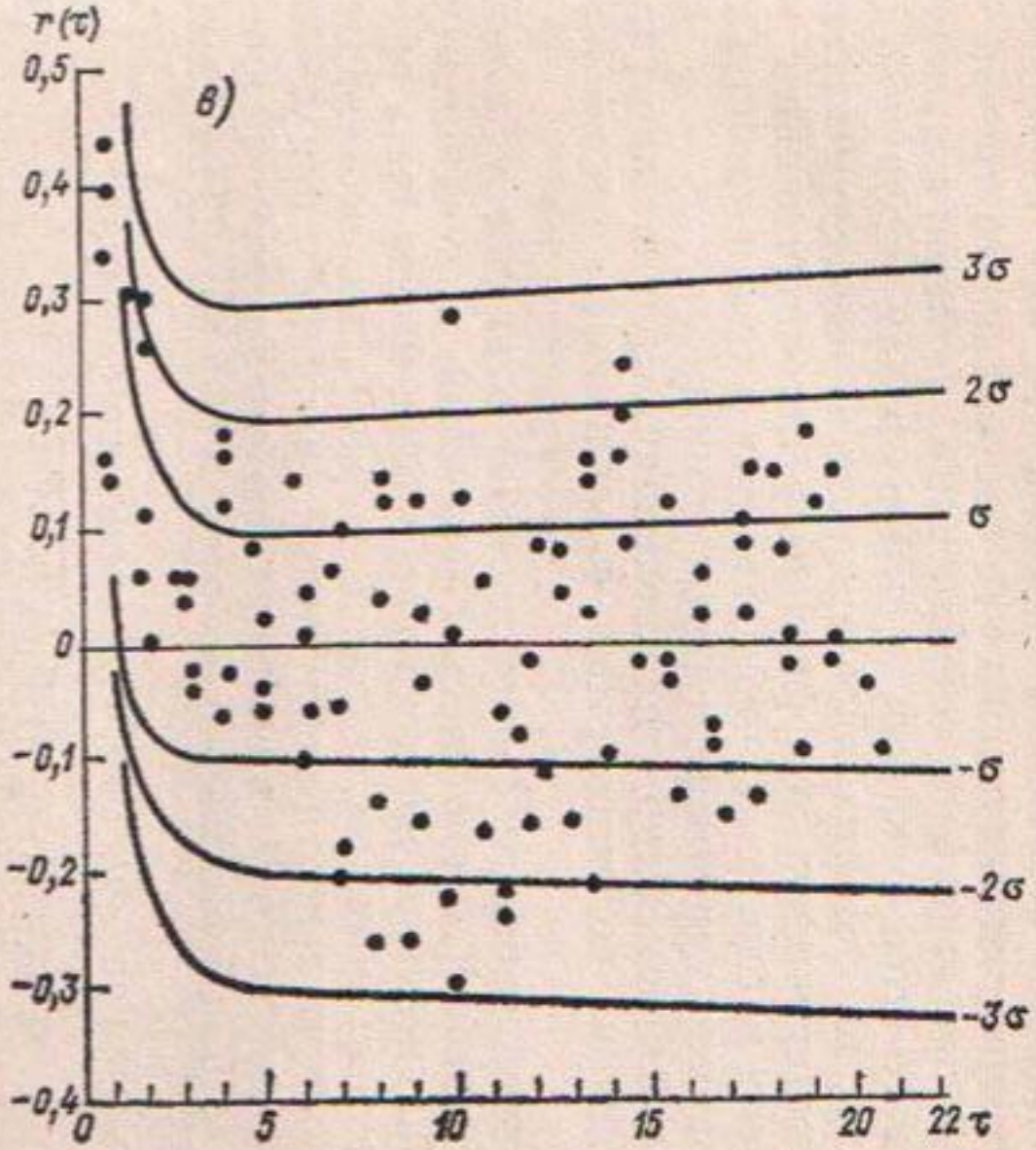


Рис. 2.2. Совмещенные автокорреляционные функции годового стока для рядов различной продолжительности.

б) $n=55 \div 64$, *в)* $n=95 \div 104$.

нородным данным оказалось меньше, чем по однородным. Этот вывод не увязывается с обычными представлениями о неоднородности, скажем, средних значений из-за неправильного тренда.

На рис. 2.2 представлены совмещенные автокорреляционные функции годового стока рек, полученные по рядам различной продолжительности, на которых прослеживается четкое уменьшение рассеивания эмпирических коэффициентов автокорреляции с увеличением объема наблюдений, что находится в соответствии с теоретическими значениями доверительных границ.

Так, в табл. 2.6 помещено число попаданий ординат автокорреляционных функций годового стока в различные доверительные области.

Анализ данной таблицы свидетельствует о вполне удовлетворительной сходимости теоретических значений с эмпирическими данными. Незначительное расхождение вполне может быть объяснено ограниченным объемом исходной информации, особенно при большой продолжительности наблюдений (например, при $n=95\div 104$ использовано всего пять рядов наблюдений и поэтому вполне естественно, что в доверительную область $\pm\sigma$ попало 54,4 % всех точек вместо 67 %).

Доверительные границы рассчитывались по формуле

$$\sigma_{r(\tau)} = |1-[r(\tau)]^2|/\sqrt{n-\tau-1} \qquad (2.1)$$

с учетом коэффициента автокорреляции между стоком смежных лет, который оценивался по совокупности всех рядов наблюдений.

На рис. 2.3 автокорреляционные функции, соответствующие модели простой цепи Маркова, рассчитаны по формуле

$$r(\tau) = r(1)^{\tau}. \qquad (2.2)$$

Эмпирические автокорреляционные функции удовлетворительно соответствуют принятой модели простой цепи Маркова.

Вместе с тем обращает на себя внимание то, что эмпирические автокорреляционные функции при $\tau>2$ несколько смещены в от-

Таблица 2.6

Попадание (%) ординат автокорреляционных функций при $\tau > 2$ в доверительные области $\pm\sigma$, $\pm 2\sigma$, $\pm 3\sigma$

Число лет наблюдений n	Число используемых рядов N	Доверительные границы		
		$\pm\sigma$	$\pm 2\sigma$	$\pm 3\sigma$
40—44	202	66,5	96,5	100
45—54	140	62,9	92,2	99,6
55—64	42	68,1	93,4	99,7
75—84	22	73,2	93,4	100
85—94	10	66,7	95,0	100
95—104	5	54,4	92,2	100

рицательную область, что связано с отрицательной смещенностью коэффициентов автокорреляции [80]. Действительно, осреднение эмпирических автокорреляционных функций, представленное на рис. 2.3, уменьшило лишь случайные отклонения индивидуальных коэффициентов автокорреляции, систематические же отклонения (отрицательное смещение) остались без изменений. Смещение ко-

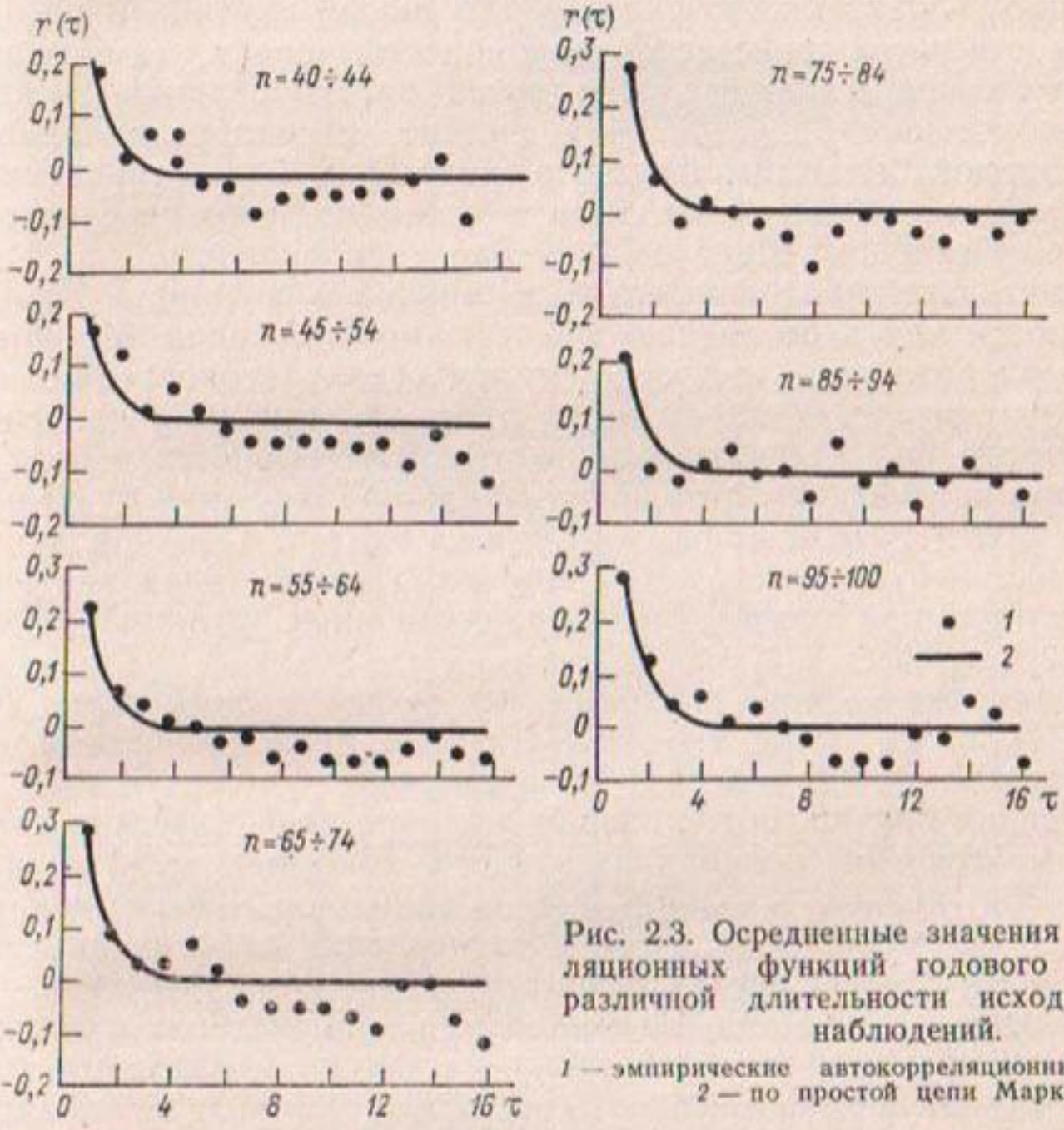


Рис. 2.3. Осредненные значения автокорреляционных функций годового стока при различной длительности исходных рядов наблюдений.

1 — эмпирические автокорреляционные функции, *2* — по простой цепи Маркова.

эффициентов автокорреляции уменьшаются с увеличением объема выборок. Случайные же погрешности осредненных эмпирических автокорреляционных функций возрастают с увеличением объема выборок, что объясняется уменьшающимся количеством рядов, автокорреляционные функции которых осредняются.

Таким образом, при оценке соответствия эмпирических коэффициентов автокорреляции модели простой цепи Маркова следует иметь в виду отмеченные обстоятельства.

Особо следует подчеркнуть, что в ходе осредненных автокорреляционных функций (рис. 2.3) при любой длительности наблюдений за годовым стоком рек СССР выделяется коэффициент

автокорреляции между стоком смежных лет, который значимо отличается от нуля ($\bar{r}=0{,}2\div0{,}3$) и который выделяется из общего расположения точек при $\tau>1$.

Анализ эмпирических автокорреляционных функций показал, что ординаты корреляционных функций, как правило, группируются между собой, отклоняясь по несколько точек подряд выше или ниже нуля.

В данном случае можно сказать, что любой случайной последовательности чисел свойственна цикличность, причем эта цикличность тем больше выражена, чем выше автокорреляция между смежными членами ряда. Эмпирические автокорреляционные функции имеют более выраженную цикличность по сравнению с колебаниями речного стока. Вместе с тем из этого не следует, что процессу годового стока свойственна периодичность.

Действительно, продолжительность циклов в случайной последовательности или в последовательности простой цепи Маркова будет самой различной, поэтому эмпирическая автокорреляционная функция отражает цикличность лишь той выборки, на основании которой она рассчитана и не отражает процесса в целом, так как при увеличении длительности рядов наблюдений будут появляться циклы разной продолжительности и вид автокорреляционной функции будет постоянно меняться. Именно такая картина и наблюдается при расчете автокорреляционных функций рядов годового стока [80].

Признание же дальних внутрирядных связей в многолетних колебаниях годового стока свидетельствует о периодичности в их ходе, которая случайна в исследуемой выборке.

Физических причин, объясняющих наличие периодических компонент в многолетних колебаниях речного стока, нет, если не считать годовой период, связанный с обращением Земли вокруг Солнца. Поэтому доказательства достоверности дальних внутрирядных связей следует искать лишь статистическими методами.

Ввиду того что индивидуальные оценки эмпирических автокорреляционных функций речного стока настолько ненадежны, что ставят под сомнение достоверность не только дальних, но и ближних внутрирядных связей ($\tau=1$), при решении данного вопроса используется групповой анализ, основанный на совокупности наиболее продолжительных наблюдений за стоком рек СССР.

На рис. 2.4 представлены кривые обеспеченности коэффициентов автокорреляции по рядам различной длительности и при различных параметрах сдвига τ. При всех продолжительностях наблюдений, кривая обеспеченности коэффициентов автокорреляции при $\tau=1$ резко выделяется вверх по сравнению с аналогичными кривыми при $\tau>1$. Далее, как правило, следует кривая обеспеченности при $\tau=2$, что хорошо согласуется с автокорреляционной функцией простой цепи Маркова $r(\tau)=r(1)^{\tau}$ (при $\tau=2$ будем иметь $r(2)=0{,}3^2=0{,}09$). При $\tau=3\div10$ и при $\tau=11\div20$ эмпириче-

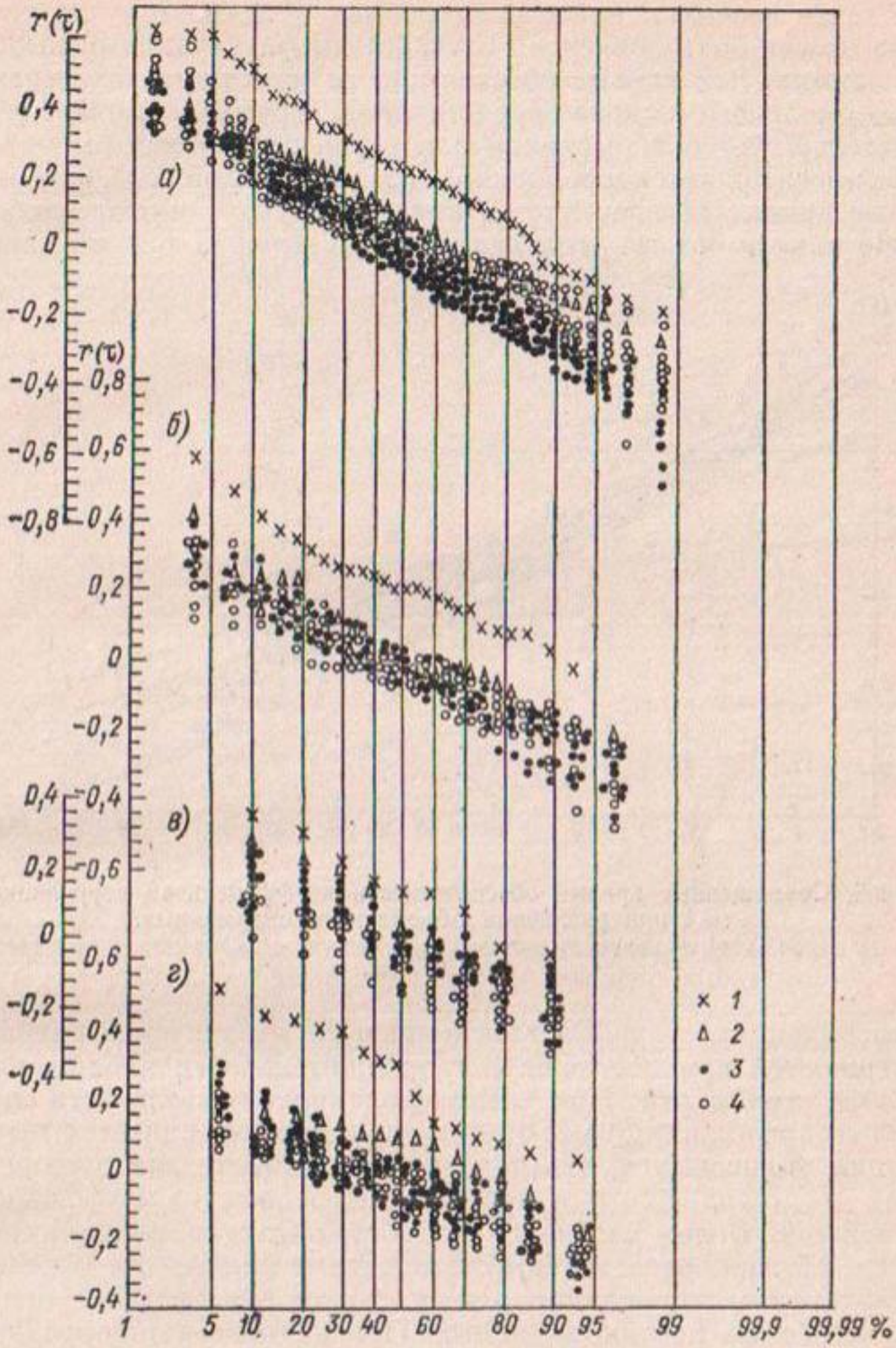


Рис. 2.4. Кривые обеспеченности коэффициентов автокорреляции для рядов различной длительности и при различных значениях параметра τ.

а) $n=50$, *б)* $n=60$, *в)* $n=70$, *г)* $n=80$.
1) $\tau=1$; *2)* $\tau=2$; *3)* $\tau=11 \div 20$; *4)* $\tau=3 \div 10$

ские точки не имеют никакой закономерности, поэтому их рассеивание может быть объяснено случайными флуктуациями выборочных данных. Все кривые обеспеченности на клетчатках вероятности нормального закона представлены прямыми линиями, что свидетельствует о нормальном законе распределения выборочных коэффициентов автокорреляциями ($C_s \approx 0$). Кроме того, рассматриваемые кривые обеспеченности при различных τ имеют приблизительно один и тот же угол наклона при одной и той же длитель-

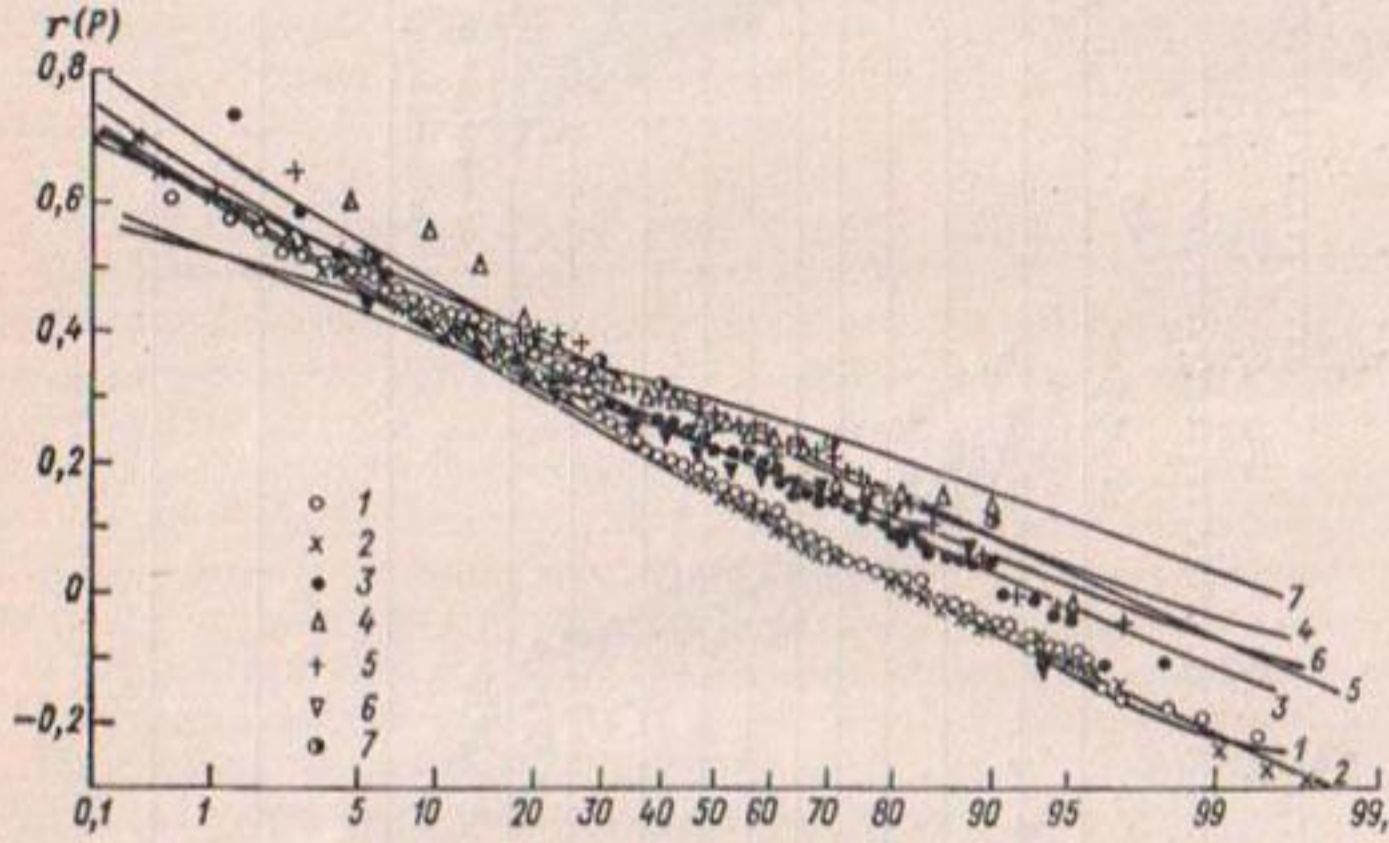


Рис. 2.5. Совмещенные кривые обеспеченности коэффициентов корреляции при τ=1 при различном объеме исходных данных.
1) $n=40 \div 44$, *2)* $n=45 \div 54$, *3)* $n=55 \div 64$, *4)* $n=65 \div 74$, *5)* $n=75 \div 84$, *6)* $n=85 \div 94$, *7)* $n=95 \div 104$.

ности рядов, что указывает на одни и те же значения случайных погрешностей при постоянной продолжительности наблюдений за годовым стоком рек. При увеличении продолжительности наблюдений угол наклона кривых обеспеченности коэффициентов автокорреляции уменьшается, что находится в соответствии с теоретическими представлениями о случайных погрешностях коэффициентов корреляции. Более наглядно это обстоятельство иллюстрируется на рис. 2.5, где представлены совмещенные кривые обеспеченности коэффициентов корреляции между стоком смежных лет при различном объеме исходных данных. При анализе автокорреляционных функций следует иметь в виду также увеличивающиеся смещения выборочных коэффициентов корреляции (систематические отрицательные отклонения) с уменьшением объема выборок.

Таким образом, на рис. 2.5 четко прослеживается уменьшение дисперсий колебания коэффициентов автокорреляции между стоком смежных лет с увеличением объема выборок, отражающее

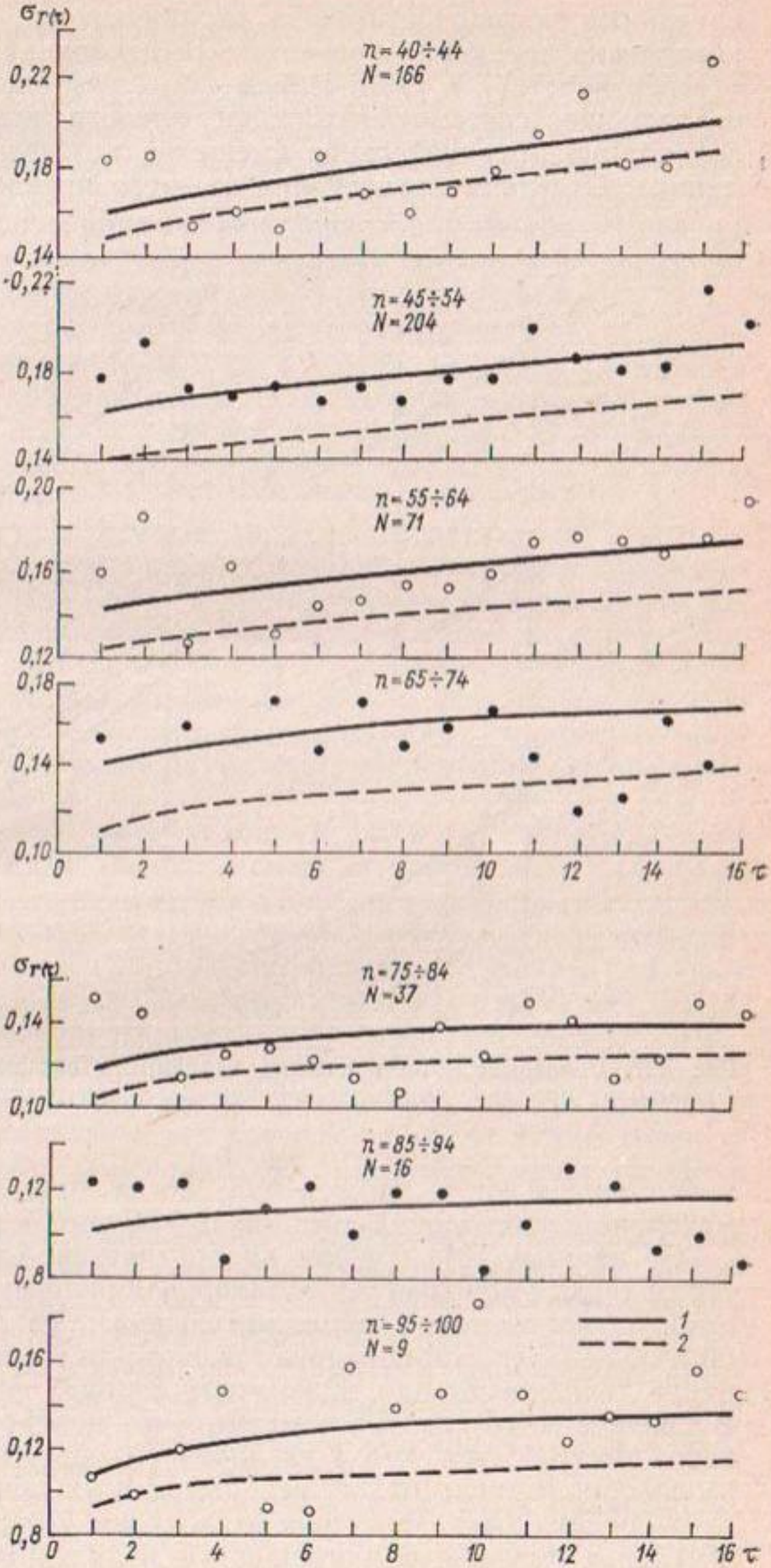


Рис. 2.6. Зависимость эмпирических средних квадратических отклонений ординат автокорреляционных функций от сдвига τ при различной продолжительности рядов наблюдений.

1 — осредненная, *2* — по формуле $\sigma_{r(\tau)}=(1-[r(\tau)]^2/\sqrt{n-\tau-1}$.

случайные погрешности из-за ограниченного объема выборок и увеличение средних значений (центральная область кривых обеспеченностей) с увеличением продолжительности наблюдений, отражающее систематические погрешности коэффициентов автокорреляции (отрицательное смещение коэффициентов автокорреляции). Отдельные отклонения от этого правила связаны с ограниченным объемом исходной информации особенно при большой

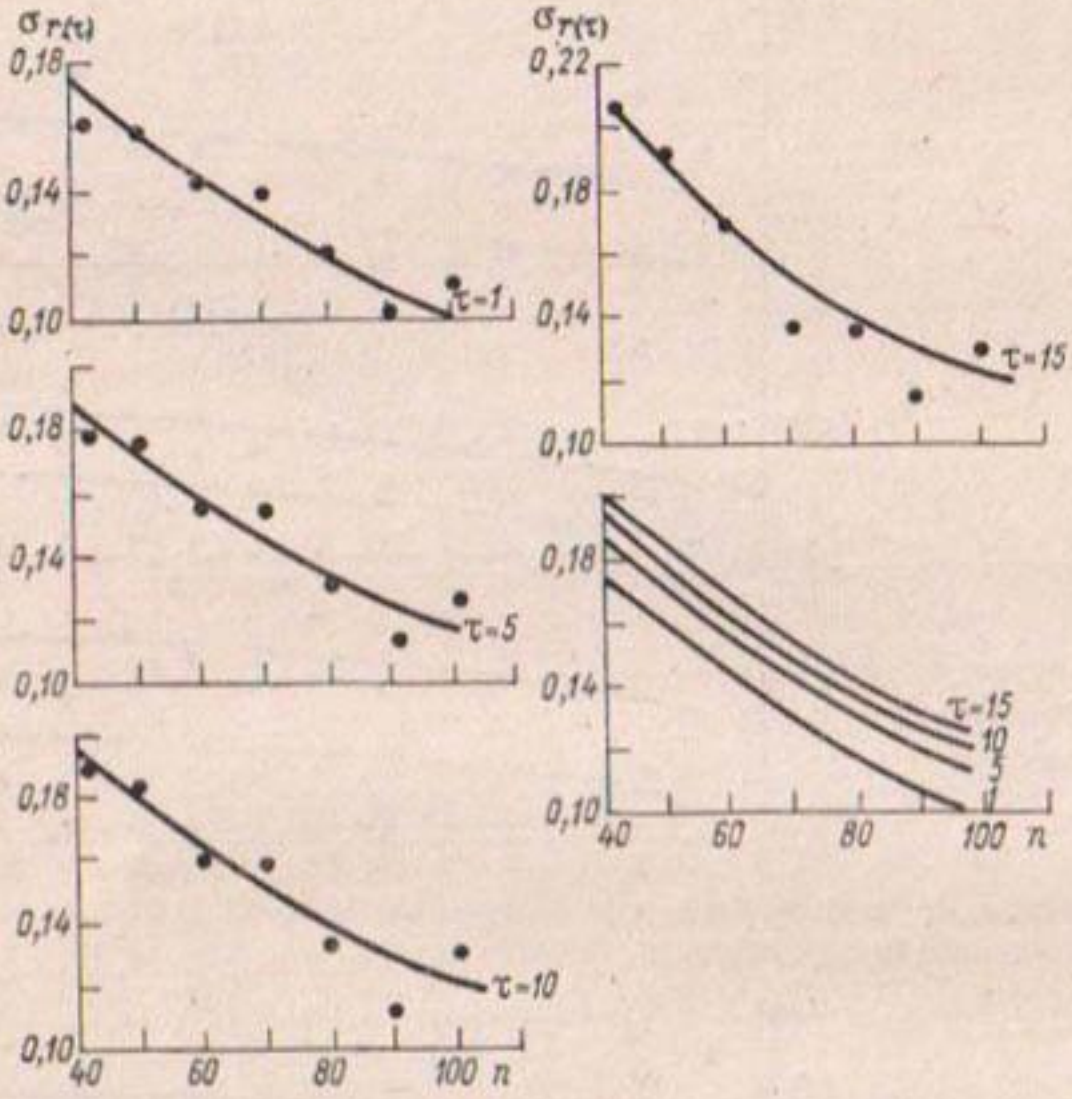


Рис. 2.7. Зависимость эмпирических стандартов ординат автокорреляционных функций от продолжительности наблюдений *n* при различной сдвижке рядов τ.

продолжительности наблюдений, когда при обобщении имелись материалы наблюдений лишь по 10—30 постам.

По данным [101], средние квадратические случайные погрешности ординат эмпирических автокорреляционных функций уменьшаются с увеличением продолжительности наблюдений от 40 до 60 лет, а далее стабилизируются или даже растут. На этом основании делается вывод о значимости дальних внутрирядных связей. В связи с этим следует заметить, что полученный вывод скорее всего связан с тем, что с увеличением объема наблюдений резко уменьшается число рядов, использованных при расчете эмпирических средних квадратических отклонений. Поэтому возможны значительные случайные погрешности полученных стандартных от-

клонений ординат автокорреляционных функций, что подтверждается имеющимся материалом наблюдений, приведенным в табл. 2.6 и на рис. 2.2—2.6. Более того, на рис. 2.6 представлены зависимости эмпирических средних квадратических погрешностей ординат автокорреляционных функций от сдвига при различной продолжительности рядов наблюдений, которые во всех случаях увеличиваются с увеличением параметра сдвига τ и с уменьшением продолжительности наблюдений. Отклонения эмпирических точек от осредненных линий объясняются ограниченным числом рядов наблюдений за годовым стоком.

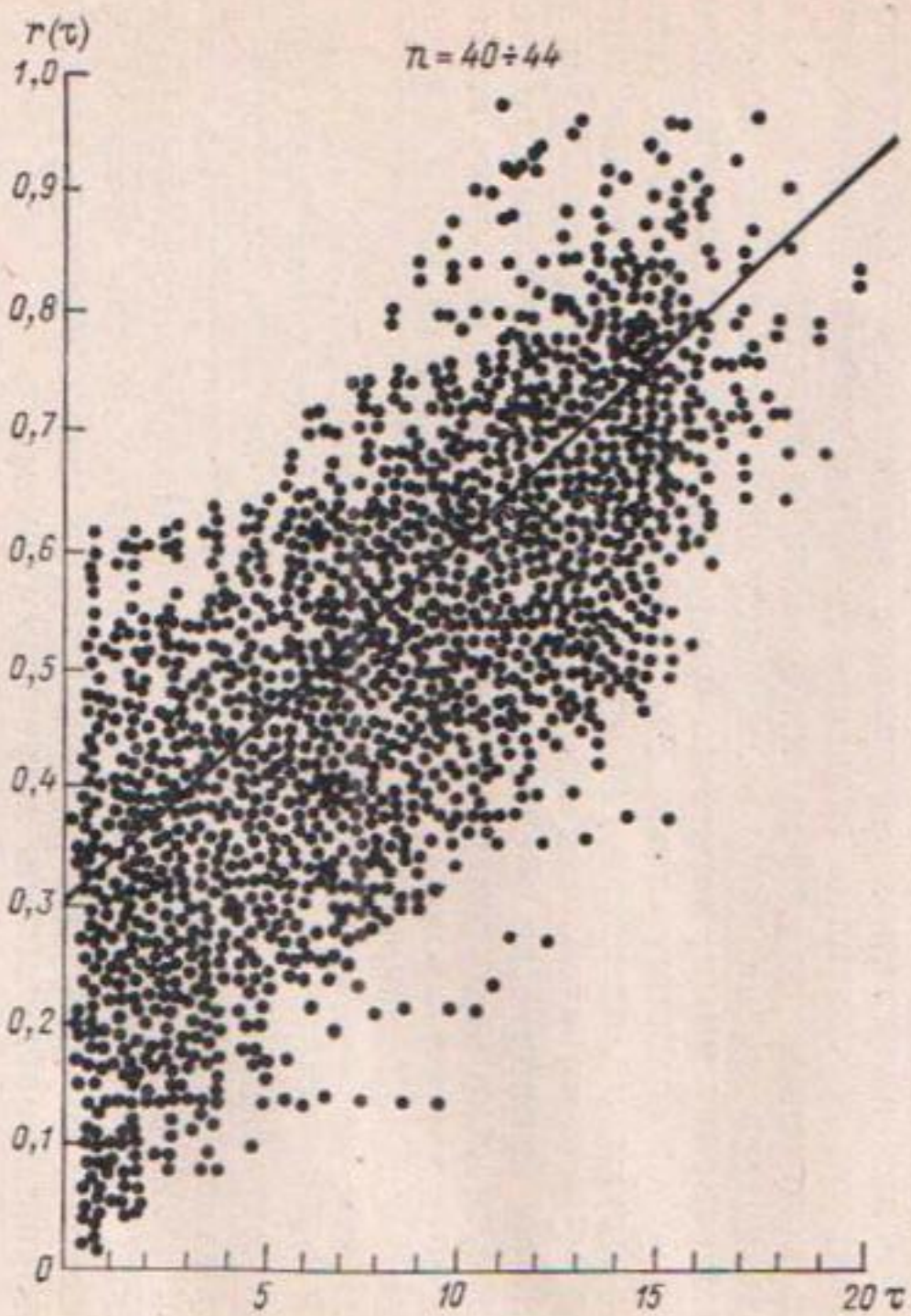
На рис. 2.7 представлены зависимости эмпирических стандартов ординат автокорреляционных функций от продолжительности наблюдений n при различной сдвижке ряда τ, которые свидетельствуют об уменьшении случайных погрешностей с увеличением продолжительности наблюдений не только до 60 лет, но и до 100 лет.

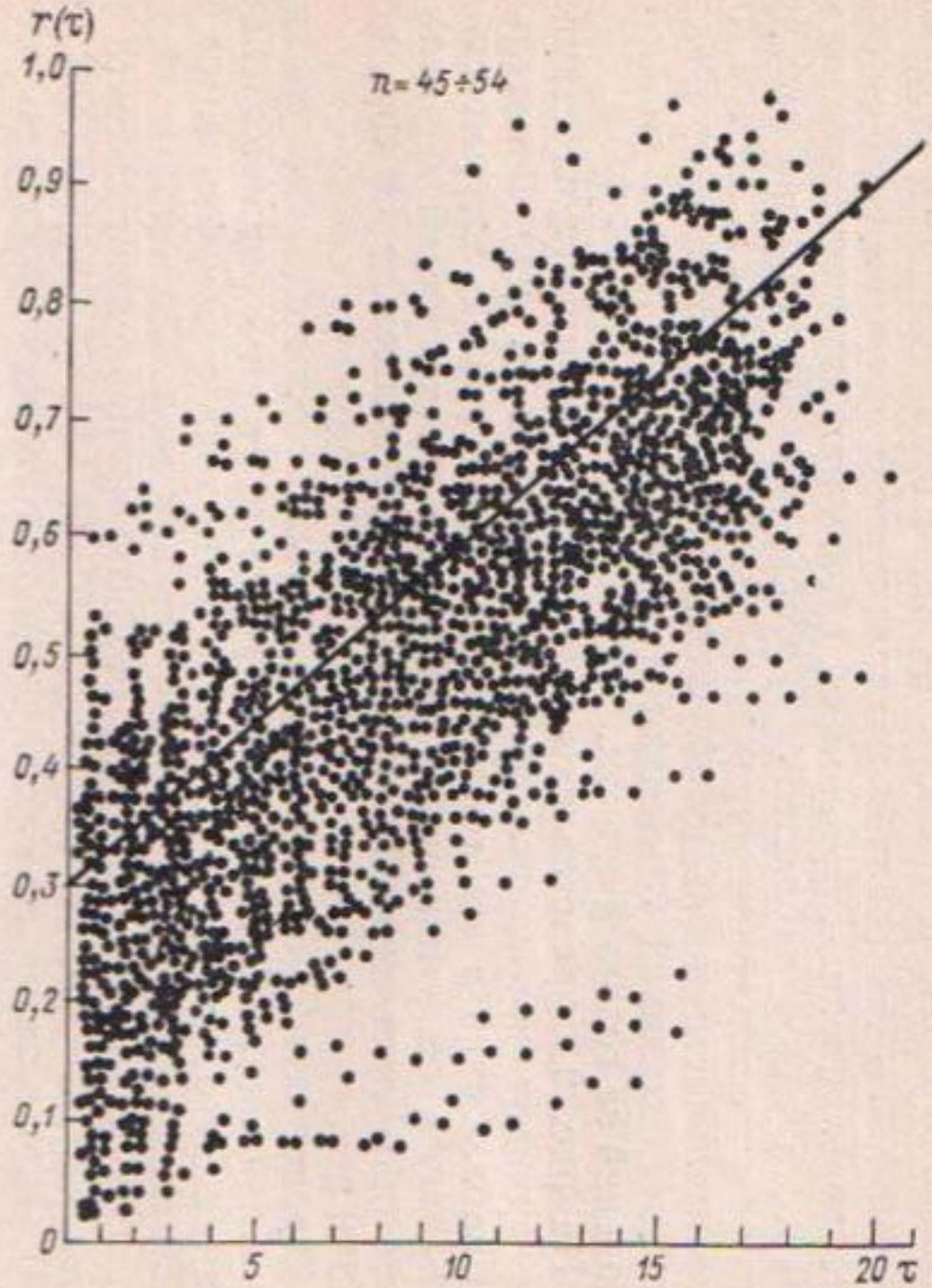
Представляет определенный интерес сопоставление сводных корреляционных функций рядов годового стока и рядов моделированных методом Монте-Карло с учетом только коэффициентов автокорреляции между смежными членами ряда. Для этой цели, как и ранее, ряды речного стока разбиты по продолжительности наблюдений ($n=40\div44$; 45—54; 55—64; 65—74; 75—84; 85—94; 95—104). Для каждой градации продолжительности построены сводные корреляционные функции (рис. 2.8), их осредненные значения (рис. 2.9 на с. 91—92).

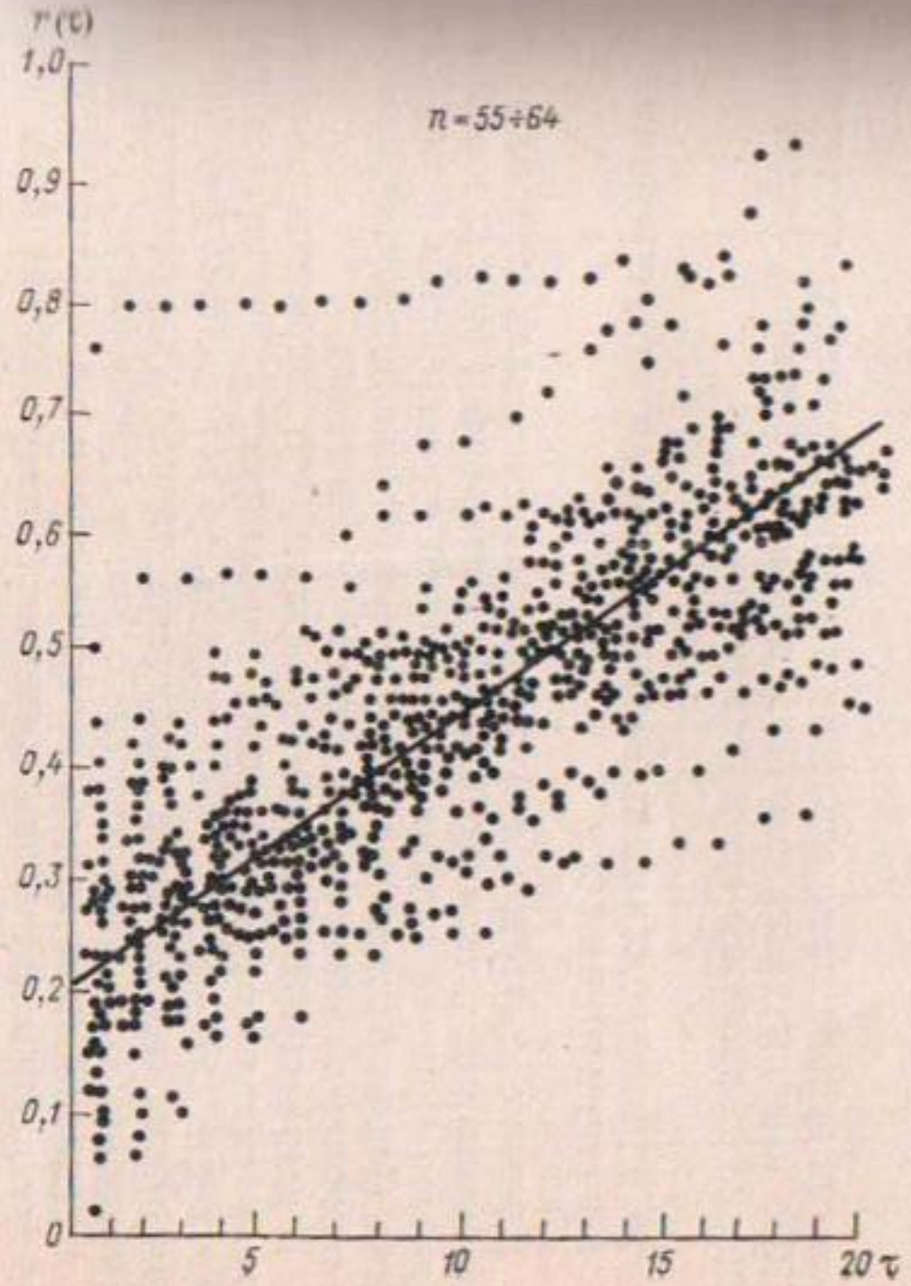
Анализ полученных материалов убедительно свидетельствует о том, что осредненные значения сводных корреляционных функций, полученные по данным наблюдений и моделированным рядам, практически совпадают, незначительные расхождения объясняются ограниченным, хотя и довольно большим, объемом исходных данных по годовому стоку. Эти результаты расчета также свидетельствуют о достоверности лишь автокорреляции между смежными членами ряда, что принято при моделировании. Более же дальние эмпирически оцениваемые связи колебаний речного стока статистически недостоверны, так как они приводят к тому же виду сводных корреляционных функций, которые имеют место в модели простой цепи Маркова.

Итак, проведенные исследования убедительно свидетельствуют о наличии в многолетних колебаниях речного стока достоверной автокорреляции между стоком смежных лет и о статистической незначимости так называемых дальних внутрирядных связей при $\tau>3$. В качестве математической модели многолетних колебаний речного стока может быть принята модель простой цепи Маркова, которая вполне удовлетворительно соответствует многочисленным наблюдениям за речным стоком.

В качестве основного параметра данной модели принимается коэффициент автокорреляции при $\tau=1$. Поэтому рассмотрим


r(τ)
n = 40÷44
1,0
0,9
0,8
0,7
0,6
0,5
0,4
0,3
0,2
0,1
0
5
10
15
20 τ


r(τ)
n = 45÷54
1,0
0,9
0,8
0,7
0,6
0,5
0,4
0,3
0,2
0,1
0
5
10
15
20 τ



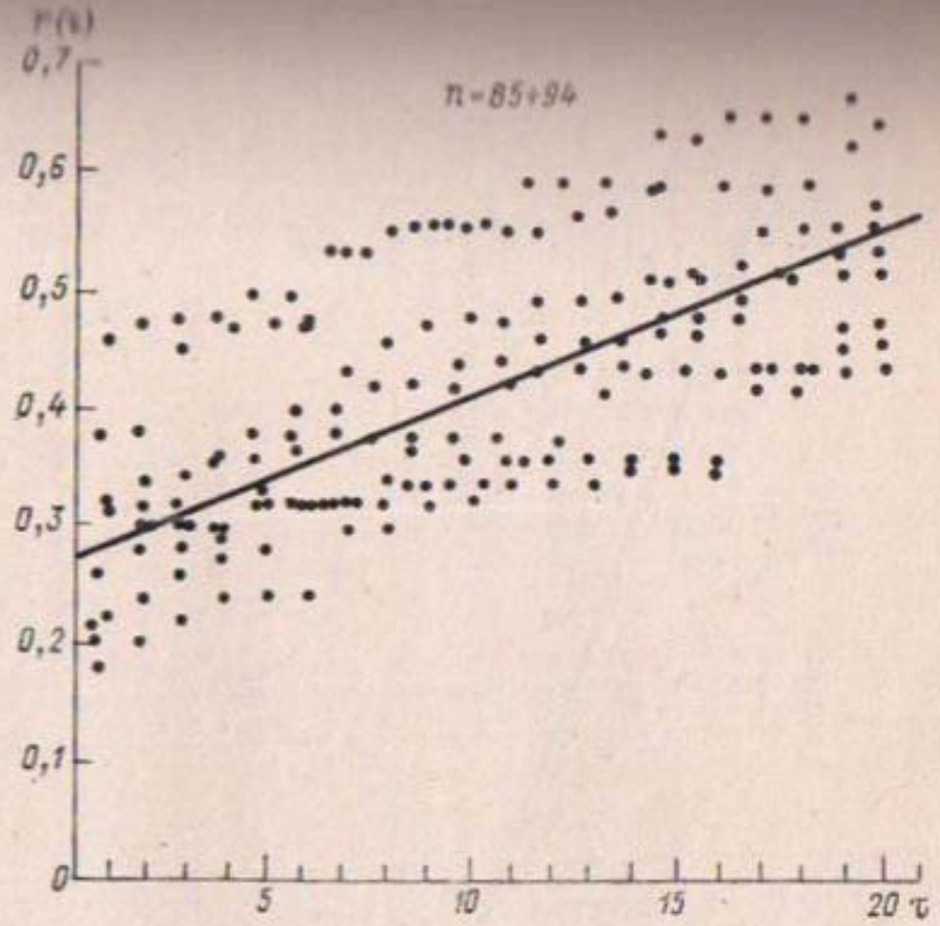


Рис. 2.8. Сводные корреляционные функции при различных n.

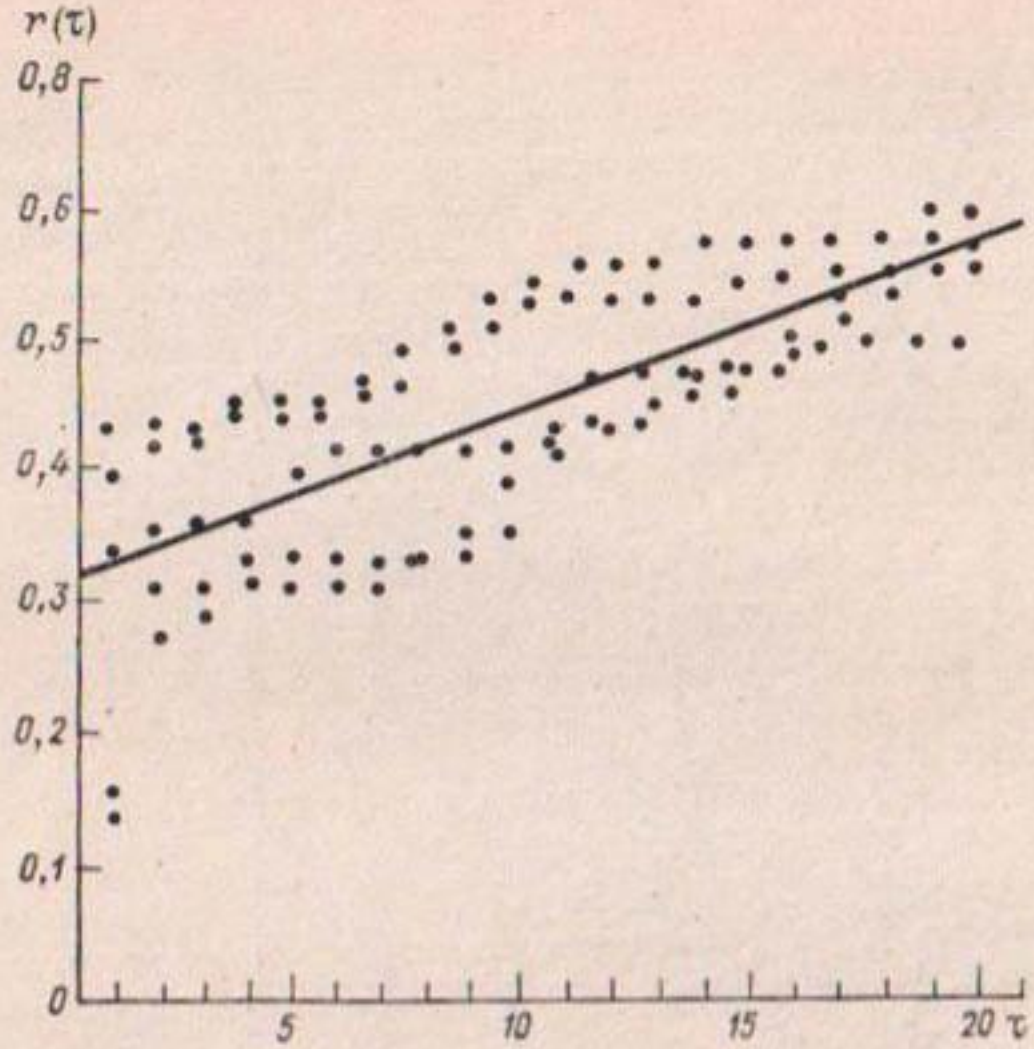


Рис. 2.8. Сводная корреляционная функция для $n=95\div104$.

более подробно распределение данного параметра по территории СССР и попытаемся выявить основные факторы, оказывающие влияние на значение исследуемого параметра.

2.3. РАЙОНИРОВАНИЕ КОЭФФИЦИЕНТОВ АВТОКОРРЕЛЯЦИИ ПО ТЕРРИТОРИИ СССР

Наличие внутрирядной корреляции в рядах годового стока было впервые установлено П. А. Ефимовичем [40], который в результате анализа данных наблюдений по некоторым рекам Советского Союза пришел к выводу о существовании достоверных корреляционных связей между стоком смежных лет.

В настоящее время принято считать, что корреляционная функция в рядах гидрологических характеристик изменяется по зависимости $r(\tau)=r(1)^{\tau}$. Положительная корреляция в рядах годового стока обусловлена наличием запасов переходящей влаги в бассейне (как поверхностной, так и подземной), т. е. связана с инерционностью гидрологических процессов. Другой причиной, определяющей появление временных связей, может быть инерционность отдельных метеорологических факторов, основными из которых являются осадки и испарение. Встречающиеся отрицатель-

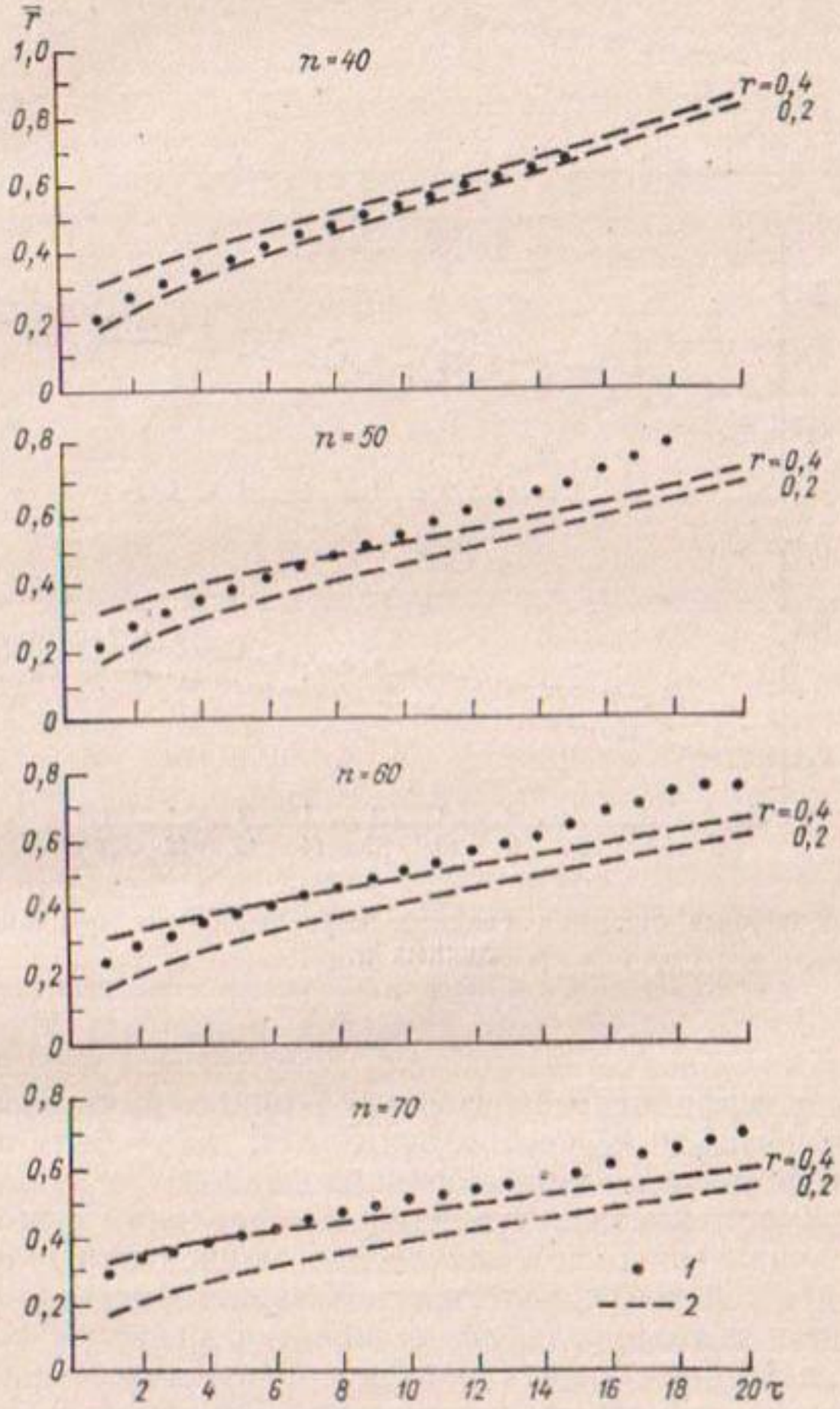


Рис. 2.9. Осредненные значения сводных корреляционных функций при различных n.

1 — годовой сток, *2* — метод статистических испытаний.

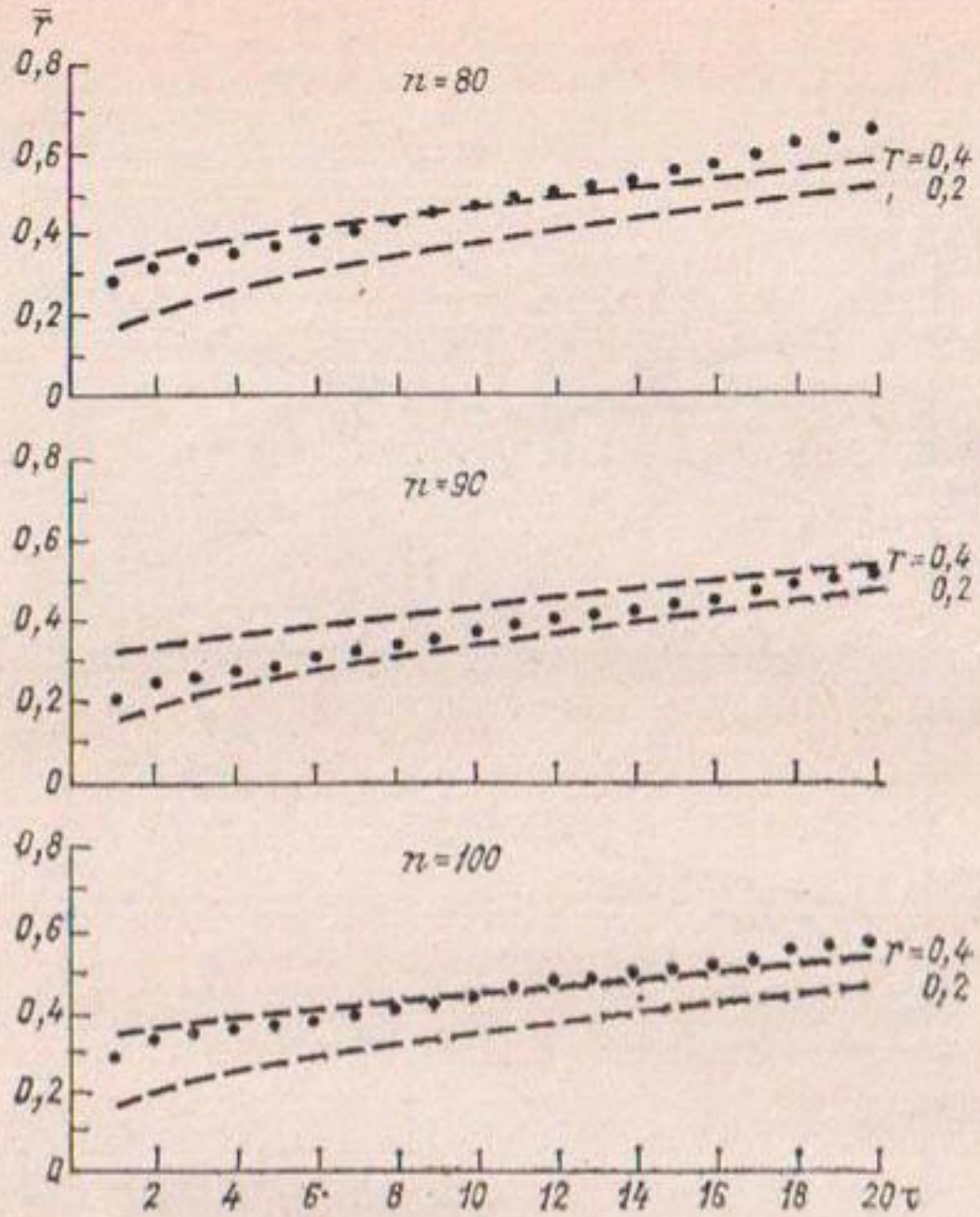


Рис. 2.9. Осредненные значения сводных корреляционных функций при различных n.

1 — годовой сток, *2* — метод статистических испытаний.

ные оценки коэффициентов автокорреляции, характерные для чередования многоводных и маловодных лет, могут быть объяснены случайными флуктуациями выборочных данных.

Необходимость учета внутрирядной корреляции связана с увеличением случайных и систематических ошибок при оценке параметров распределения гидрологических характеристик. Ряды, в которых имеется автокорреляция, становятся менее репрезентативными, а расчетные квантили гидрологических характеристик имеют большие случайные погрешности. Это происходит за счет уменьшения объема эквивалентно независимой информации. Таким образом, данные об оценке коэффициентов автокорреляции необходимы при учете точности гидрологических расчетов при строительном проектировании, при расчетах регулирования стока, так как коэффициент автокорреляции отражает группировки многоводных и маловодных лет. Расчеты оценок коэффициентов авто-

корреляции по данным индивидуальных рядов наблюдений в большинстве случаев не могут иметь надежное значение $\hat{r}$ ($\tau=1$), поскольку средние квадратические погрешности определяемого коэффициента автокорреляции зачастую превосходят само значение оцениваемого параметра. Поэтому в основу данных расчетов положена методика группового анализа.

Проверка гипотезы однородности объединяемых коэффициентов автокорреляции осуществляется путем сопоставления эмпирических и теоретических кривых распределения указанных характеристик по критериям математической статистики [73]. Методика расчета изложена в работе [25]. Учитывая малую асимметрию в распределении $\hat{r}(1)$, проверку однородности можно свести к анализу соответствия эмпирической $\sigma_{r\,э}^2$ и теоретической дисперсии $\sigma_{r\,т}^2$ в распределении выборочных коэффициентов автокорреляции. Между теоретической и эмпирической дисперсиями оцениваемого параметра должно выдерживаться следующее соотношение:

$$\sigma_{r\,э}^2 \leqslant \sigma_{r\,т}^2. \tag{2.3}$$

В том случае, когда указанное соотношение имеет место, можно говорить о том, что данные наблюдений не противоречат выдвигаемой гипотезе однородности выборочных коэффициентов автокорреляции в пределах рассматриваемого региона. Если же условие (2.3) не выполняется, то повышенная эмпирическая дисперсия может быть вызвана двумя причинами: неоднородностью оцениваемого параметра или случайностью объединенной выборки. Принятие решения осуществляется с использованием критерия Фишера. Если величина статистики Фишера оказывается

$$F = \sigma_{r\,э}^2/\sigma_{r\,т}^2 \tag{2.4}$$

меньше ее критического значения при принятом уровне значимости, делается вывод о том, что данные наблюдений не противоречат выдвигаемой гипотезе однородности выборочных коэффициентов автокорреляции. В противном случае следует попытаться установить зависимость между оценками коэффициентов автокорреляции и преобладающими физико-географическими факторами, которые могут оказывать влияние на исследуемый параметр.

Для оценки коэффициентов автокорреляции в рядах годового стока рек в первом случае (табл. 2.7) рассматривались конкретные гидрологические районы, а во втором (табл. 2.8) они объединялись в более крупные регионы.

В табл. 2.7 для оценки коэффициентов автокорреляций использовались данные постов с продолжительностью наблюдений за стоком от 7 до 110 лет. Для каждого района при оценке коэффициентов автокорреляции определялись следующие величины:

N — общее число постов, по которым рассчитывались коэффициенты автокорреляции;

Таблица 2.7

Оценка однородности коэффициентов автокорреляции по районам СССР

Район	N	$\bar{n}$	$\bar{r}$	r (1)	$\sigma_{r\,s}$	$\sigma_{r\,\tau}$	F	$F_{10\ \%}$	$\sigma_{\bar{r}}$
Кольский п-ов	75	21,5	0,059	0,14	0,236	0,180	1,72	2,31	0,027
Карелия и Северо-Запад ЕТС	324	22,0	0,124	0,22	0,216	0,180	1,44	2,31	0,012
Северный Край	170	26,6	0,015	0,06	0,224	0,165	1,84	1,97	0,017
Эстония	74	28,2	0,213	0,30	0,185	0,162	1,30	2,02	0,022
Латвия	114	23,3	0,149	0,26	0,228	0,175	1,70	2,22	0,021
Литва. Калининградская область	124	24,7	—0,067	—0,05	0,281	0,170	2,73	2,00	0,025
Белоруссия. Верхнее Поднепровье	130	27,0	0,059	0,11	0,253	0,165	2,35	1,97	0,022
Западная Украина и Молдавия	252	22,5	0,156	0,27	0,277	0,177	2,45	2,30	0,017
Среднее и Нижнее Поднепровье	189	23,8	0,117	0,21	0,262	0,173	2,29	2,14	0,019
Бассейн р. Северского Донца и Приазовье	86	19,9	0,047	0,14	0,282	0,188	2,25	2,44	0,030
Крым	53	19,7	0,257	0,42	0,256	0,190	1,82	2,73	0,035
Донской	87	24,8	—0,079	—0,07	0,197	0,170	1,34	2,00	0,021
Северный Кавказ	159	21,4	0,103	0,19	0,298	0,186	2,57	2,34	0,024
Западное Закавказье	222	23,3	0,016	0,09	0,267	0,175	2,33	2,14	0,018
Армения	75	19,6	0,232	0,36	0,229	0,190	1,45	2,66	0,026
Дагестан	46	20,8	0,081	0,18	0,249	0,182	1,87	2,39	0,037
Восточное Закавказье	50	20,5	0,073	0,15	0,275	0,185	2,21	2,40	0,039
Верхне-Волжский район	297	24,3	0,091	0,17	0,291	0,167	3,04	2,08	0,017
Средний Урал и Приуралье (басс. р. Камы)	165	28,2	0,189	0,27	0,233	0,162	2,18	2,01	0,019
Нижнее Поволжье	95	27,5	0,185	0,27	0,265	0,164	2,61	2,02	0,027

Продолжение табл. 2.7

Район	N	$\bar{n}$	$\bar{r}$	r (l)	$\sigma_{r\,э}$	$\sigma_{r\,т}$	F	$F_{10\,\%}$	$\sigma_{\bar{r}}$
Урало-Эмбинский	68	20,5	0,078	0,18	0,318	0,185	2,95	2,41	0,039
Актюбинская и Кустанайская обл.	29	17,2	0,094	0,22	0,276	0,203	1,85	2,73	0,051
Карагандинская и Целиноградская обл.	45	20,3	0,152	0,27	0,288	0,187	2,37	2,50	0,043
Бассейн оз. Балхаш	87	21,1	0,100	0,20	0,259	0,184	1,98	2,46	0,028
Целинные и залежные земли	31	25,6	0,160	0,24	0,195	0,163	1,33	2,04	0,035
Бассейн р. Сырдарьи	188	22,7	0,089	0,18	0,303	0,175	3,00	2,22	0,022
Бассейны оз. Иссык-Куль, рек Чу, Талас, Тарим	163	23,0	0,230	0,36	0,273	0,175	2,43	2,33	0,021
Туркмения (басс. р. Амударьи)	140	20,9	0,105	0,21	0,257	0,184	1,95	2,40	0,016
Басс. Верхней и Средней Оби	76	19,5	—0,020	0,05	0,241	0,191	1,59	2,44	0,028
Басс. Верхнего Иртыша	161	18,6	0,075	0,17	0,32	0,196	2,67	2,57	0,025
Басс. Нижнего Иртыша и Нижней Оби	92	19,0	0,304	0,51	0,212	0,192	1,22	2,97	0,022
Бассейн Енисея	144	19,8	0,057	0,15	0,241	0,188	1,64	2,46	0,020
Бассейн Ангары	108	20,4	0,055	0,16	0,305	0,187	2,66	2,44	0,029
Забайкалье	83	22,0	—0,007	0,07	0,279	0,150	2,40	2,24	0,031
Лено-Индигирский	161	22,7	0,085	0,18	0,264	0,175	2,28	2,22	0,021
Басс. Верхнего и Среднего Амура	136	22,9	0,123	0,23	0,270	0,176	2,35	2,23	0,023
Басс. Нижнего Амура	38	21,2	0,173	0,26	0,264	0,183	2,08	2,43	0,030
Приморье	130	18,2	—0,130	—0,09	0,242	0,197	1,51	2,52	0,021
Сахалин и Курильские о-ва	46	18,1	0,11	0,22	0,245	0,200	1,50	2,61	0,036
Северо-Восток СССР	94	19,0	0,07	0,18	0,256	0,193	1,76	2,58	0,026
Камчатка	77	17,8	0,00	0,10	0,283	0,200	2,00	2,60	0,032

Таблица 2.8

Оценка однородности коэффициентов автокорреляции по объединенным районам

n	N	$\bar{n}$	$\bar{r}$	r (l)	$\sigma_{rэ}$	$\sigma_{rт}$	F	$F_{10\,\%}$	$\sigma_{\bar{r}}$	k
				Кольский полуостров и Карелия						
7—13	105	10,4	0,020	0,19	0,295	0,260	1,29	2,89	0,029	1206
14—21	120	17,5	0,129	0,27	0,204	0,203			0,019	2882
22—32	117	26,6	0,129	0,19	0,157	0,165			0,015	4292
33—50	52	39,0	0,197	0,26	0,133	0,140			0,019	2653
51—110	6	71,8	0,335	0,39	0,099	0,107			0,044	524
				Северо-Запад и Северный Край						
7—13	104	11	—0,011	0,14	0,272	0,25	1,18	3,20	0,027	1402
14—21	158	18	0,069	0,18	0,234	0,20	1,37	3,23	0,019	2857
22—32	141	26	0,116	0,19	0,181	0,17	1,13	2,01	0,015	4329
33—50	74	40	0,165	0,20	0,146	0,14	1,09	1,79	0,017	3460
51—110	18	65	0,25	0,29	0,136	0,115	1,40	1,58	0,032	977
				Прибалтийский район						
7—13	66	10	—0,029	0,110	0,289	0,260	1,23	3,25	0,010	10 000
14—21	96	17,5	0,030	0,150	0,287	0,200	2,06	2,61	0,008	15 625
22—32	91	26	0,086	0,150	0,247	0,165	2,24	1,98	0,006	27 778
33—50	38	40	0,161	0,220	0,193	0,140	1,80	1,80	0,006	27 778
51—110	28	59	0,279	0,330	0,208	0,117	3,16	1,58	0,008	15 625
				Белоруссия, Верхнее Поднепровье; (Верхне-Волжский район) Средний Урал и Приуралье (бассейн р. Камы); Нижнее Поволжье						
7—13	129	10	—0,007	0,11	0,366	0,26	1,98	3,25	0,032	964
14—21	185	17,7	0,076	0,14	0,266	0,195	1,86	2,60	0,020	2 604
22—32	185	26,3	0,137	0,18	0,228	0,165	1,90	2,02	0,017	3 584
33—50	152	39,4	0,247	0,32	0,181	0,140	1,67	1,85	0,015	4 630
51—110	36	72,7	0,251	0,28	0,135	0,105	1,65	1,54	0,022	1 976
				Украина, Молдавия, Донской район, Северный Кавказ						
7—13	191	10	0,045	0,24	0,341	0,26	1,72	3,41	0,025	1 600
14—21	261	17,7	0,103	0,23	0,276	0,20	1,90	2,70	0,017	3 460
22—32	255	26,4	0,137	0,21	0,257	0,165	2,43	2,01	0,016	3 921
33—50	107	39,7	0,147	0,20	0,212	0,140	2,29	1,79	0,020	2 500
51—110	16	67,3	0,169	0,18	0,146	0,110	1,76	1,55	0,036	758
				Западное Закавказье; Армения; Дагестан; Восточное Закавказье						
7—13	114	10	0,017	0,19	0,34	0,26	1,71	3,33	0,032	977
14—21	104	17	0,098	0,23	0,27	0,20	1,82	2,76	0,026	1 479
22—32	93	27	0,078	0,14	0,23	0,165	1,94	2,12	0,024	1 736
33—50	84	39	0,116	0,16	0,18	0,14	1,65	1,94	0,020	2 500

Продолжение табл. 2.8

n	N	$\bar{n}$	$\bar{r}$	$r(1)$	$\sigma_{r\text{э}}$	$\sigma_{r\text{т}}$	F	$F_{10\ \%}$	$\sigma_{\bar{r}}$	k
Урало-Эмбинский район, Актюбинская и Кустанайские области, Центральный и Южный Казахстан, Средняя Азия										
7—13	221	10,3	0,068	0,28	0,376	0,26	2,09	3,46	0,025	1 562
14—21	216	17,1	0,151	0,30	0,281	0,21	1,79	2,83	0,019	2 740
22—32	160	25,7	0,144	0,21	0,201	0,167	1,45	2,02	0,016	3 953
33—50	147	39,0	0,174	0,23	0,185	0,14	1,75	1,81	0,015	4 274
51—110	10	57,8	0,182	0,22	0,058	0,12			0,038	693
Средний Урал и Приуралье (бассейны р. Тобола), Западная Сибирь и Северный Казахстан										
7—13	140	10,7	0,054	0,24	0,328	0,25	1,72	3,35	0,028	1 304
14—21	130	17,5	0,196	0,36	0,288	0,20	2,07	2,87	0,025	1 563
22—32	75	25,6	0,240	0,34	0,294	0,167	3,10	2,10	0,034	870
33—50	39	38,2	0,225	0,29	0,265	0,145	3,34	1,87	0,042	556
51—110	13	10,8	0,318	0,36	0,183	0,108	2,87	1,59	0,051	387
Ангаро-Енисейский район, Лено-Индигирский район, Дальний Восток, Камчатка										
7—13	298	10	—0,001	0,16	0,348	0,26	1,79	3,30	0,020	2 463
14—21	347	17,4	0,032	0,13	0 253	0,20	1,60	2,64	0,014	5 435
22—32	247	25,9	0,075	0,14	0,226	0,17	1,77	2,00	0,014	4 831
33—50	121	38,9	0,103	0,14	0,192	0,14	1,88	1,80	0,018	3 289
51—110	13	64,0	0,275	0,31	0,176	0,115	2,34	1,62	0,049	420

$\bar{n}$ — среднее число лет наблюдений за стоком в рассматриваемом районе;

$\bar{r}$ — среднее значение смещенной оценки коэффициента автокорреляции;

$r(1)$ — несмещенная оценка коэффициента автокорреляции.

Для определения $r(1)$ используется график связи $r(1)=f(\bar{r})$ (рис. 2.10);

$\sigma_{r\text{э}}$ — эмпирическое значение среднего квадратического отклонения коэффициента автокорреляции, определяемое по формуле

$$\sigma_{r\,\text{э}}=\sqrt{\left[\sum_{i=1}^{N}(r_i-\bar{r})^2/N-1\right)};$$

$\sigma_{r\text{т}}$ — теоретическое значение среднего квадратического отклонения коэффициента автокорреляции; определяется по рис. 2.11, который построен по данным работы [80] при $r=0{,}3$; $n=10$; 25; 50 и соответствующим им $\sigma_r=0{,}26$; 0,17; 0,13.

F — критерий Фишера.

Как видно из табл. 2.7, условие (2.3) не выполняется; во всех случаях эмпирическое значение среднего квадратического откло-

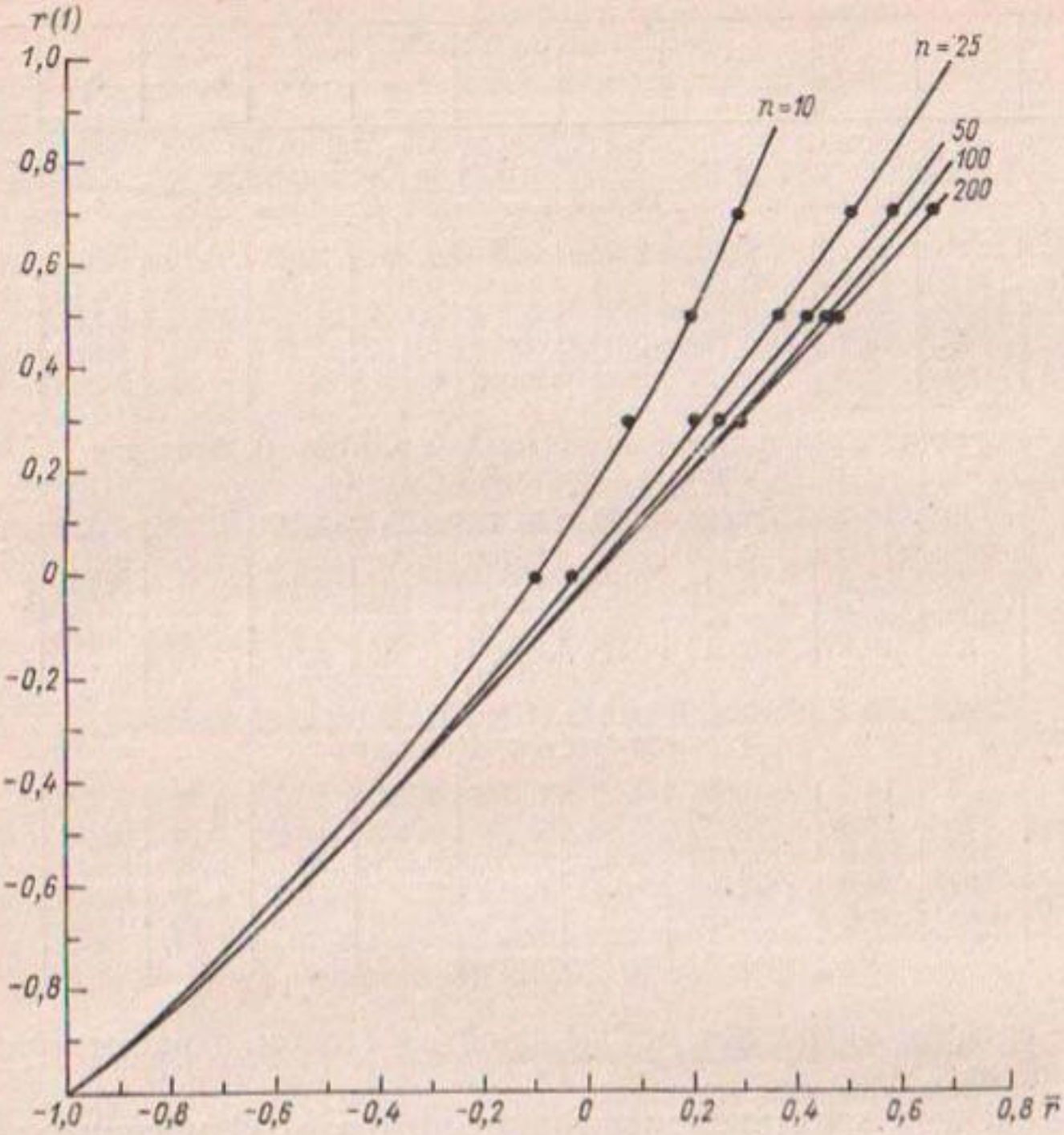


Рис. 2.10. Зависимость $r(1)=f(\bar{r})$.

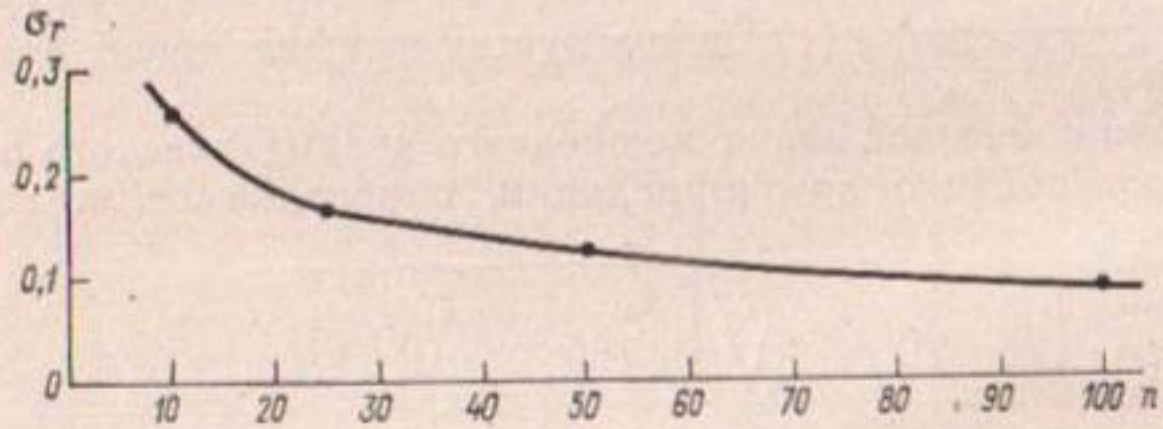


Рис. 2.11. Зависимость $\sigma_r=f(n)$ при $r=0{,}3$.

нения коэффициента автокорреляции выше теоретического значения, поэтому для оценки однородности используется критерий Фишера. В числитель дроби выбирается наибольшее из теоретического и эмпирического значений среднего квадратического отклонения коэффициента корреляции.

Значение F_α при заданном уровне значимости α, $\bar{n}$ и r (1) находится по данным [82]. Как следует из табл. 2.7, в 24 случаях значение F меньше или равно критическому значению F_α, т. е. условие однородности подтверждается. В 18 случаях условие $F < F_\alpha$ не выполняется, что говорит о преобладающем влиянии физико-географических факторов.

В табл. 2.8 рассматриваются объединенные районы, которых в пределах Советского Союза выделено девять.

Для оценки коэффициентов автокорреляции в объединенных районах все имеющиеся данные о выборочных коэффициентах автокорреляции были разбиты по следующим градациям продолжительности: 7—13; 14—21; 22—32; 33—50 и последняя градация свыше 50 лет.

В табл. 2.8:

N — общее число коэффициентов автокорреляции, попавших в данную градацию;

$\bar{n}$ — среднее число лет наблюдений в градации;

F_α — критическое значение критерия Фишера при заданном уровне значимости $\alpha = 10\ \%$;

$\sigma_{\bar{r}}$ — средняя квадратическая погрешность среднего коэффициента автокорреляции

$$\sigma_{\bar{r}} = \sigma_r / \sqrt{N};$$

k — весовой коэффициент, который рассчитывается по формуле

$$k = 1/\sigma_{\bar{r}}^2;$$

r — объединенная оценка коэффициента автокорреляции с учетом весового коэффициента k и r (1) в каждой градации

$$r(1) = \frac{k_1 r_1(1) + k_2 r_2(1) + \ldots + k_n r_n(1)}{k_1 + k_2 + \ldots + k_n}.$$

Анализ результатов расчета позволил сделать следующие выводы:

1. Кольский полуостров и Карелия.

Для данного района практически для всех градаций выдерживается соотношение $\sigma_{rr}^2 \geqslant \sigma_r^2$, что говорит об однородности выборочных коэффициентов автокорреляции. Для градации 7—13 лет однородность исходных данных оценивалась при помощи критерия Фишера. Значение статистики F оказалось меньше критического F_α, что говорит об однородности данных наблюдений и в этой градации.

Средневзвешенный коэффициент автокорреляции для этого района получился равным 0,24.

2. Северо-Запад ЕТС, Северный Край.

Принятие решения об однородности выборочных коэффициентов автокорреляции для этого района осуществлялось при помощи статистики Фишера, все градации получились однородными. Средневзвешенный коэффициент автокорреляции равен для этого района 0,21.

3. Прибалтийский район.

В этом районе градации 22—32; 33—50; 51—110 лет неоднородны. Это значит, что при анализе использовались неоднородные данные выборочных коэффициентов автокорреляции. Средневзвешенный коэффициент автокорреляции для этого района равен 0,20.

4. Белоруссия, Верхнее Поднепровье; Верхне-Волжский район, Северный Урал и Приуралье (бассейн р. Камы), Нижнее Поволжье.

При оценке однородности выборочных коэффициентов автокорреляции в этом районе пользовались статистикой Фишера. Условие $F \geqslant F_\alpha$ выполняется для всех градаций, кроме $n > 50$ лет. Средневзвешенный коэффициент автокорреляции для этого района равен 0,23.

5. Украина, Молдавия, Донской район, Северный Кавказ. В этом районе практически во всех градациях не выполняется условие (2.3), средний взвешенный коэффициент автокорреляции равен 0,22.

6. Западное Закавказье, Армения, Дагестан, Восточное Закавказье.

В пределах рассматриваемого района оцениваемый параметр однороден во всех градациях. Средневзвешенный коэффициент автокорреляции равен 0,17.

7. Урало-Эмбинский район, Актюбинская и Кустанайские области, Центральный и Южный Казахстан, Средняя Азия.

В рассматриваемом районе во всех градациях выборочные коэффициенты автокорреляции однородны и средневзвешенное значение этой величины равно 0,24.

8. Средний Урал и Приуралье (бассейн р. Тобола), Западная Сибирь и Северный Казахстан.

Для этого района градации 22—32; 33—50; 51—110 лет неоднородны. Средневзвешенный коэффициент автокорреляции равен 0,31.

9. Ангаро-Енисейский район, Лено-Индигирский район, Дальний Восток, Камчатка.

В этом районе условие $F \geqslant F_\alpha$ выполняется для всех градаций, кроме $n > 50$ лет. Средневзвешенный коэффициент автокорреляции равен 0,14.

Изменение коэффициента автокорреляции по территории СССР представлено в табл. 2.9. Территориальная неоднородность этого коэффициента свидетельствует о влиянии на него некоторых факторов.

Таблица 2.9

Коэффициенты автокорреляции для различных районов Советского Союза

Район	$r(1)$
Кольский п-ов, Карелия	0,24
Северо-Запад ЕТС и Северный Край	0,21
Прибалтика	0,20
Белоруссия, Верхнее Поднепровье, Верхне-Волжский район, Средний Урал (бассейн р. Камы) и Приуралье, Нижнее Поволжье и Западный Казахстан	0,23
Украина, Молдавия, Донской район, Северный Кавказ	0,22
Закавказье и Дагестан	0,17
Средний Урал и Приуралье (бассейн р. Тобола), Западная Сибирь и Северный Казахстан	0,31
Урало-Эмбинский район, Актюбинская, Кустанайская области, Центральный и Южный Казахстан, Средняя Азия	0,24
Ангаро-Енисейский, Лено-Индигирский районы, Северо-Восток СССР, Дальний Восток, п-ов Камчатка	0,14

2.4. ЗАВИСИМОСТИ КОЭФФИЦИЕНТОВ АВТОКОРРЕЛЯЦИИ ОТ МОРФОМЕТРИЧЕСКИХ ХАРАКТЕРИСТИК ВОДОСБОРОВ

На формирование годового стока основное влияние оказывают климатические факторы (осадки, температура воздуха, испарение и др.). Существенное значение в формировании стока принадлежит таким факторам, как заболоченность, озерность, залесённость водосбора.

В настоящей работе исследовались зависимости оценок коэффициентов автокорреляции годового стока от перечисленных факторов. Так как выборочные оценки коэффициентов автокорреляции характеризуются большими случайными погрешностями, основным методом исследования явился групповой анализ.

Для определения вида зависимостей был использован эмпирический подход, суть которого заключается в следующем. Амплитуда колебаний независимой переменной x разбивается на некоторое число интервалов. Далее для каждого интервала определяются условные параметры распределения зависимой переменной y (среднее значение $\bar{y}$, среднее квадратическое отклонение σ_y и коэффициент асимметрии C_{sy}). Одновременно рассчитывается среднее значение независимой переменной x в каждом интервале. Полученные значения условных средних значений $\bar{y}$ и $\bar{x}$ для каждого интервала наносятся на график, который далее анализируется. Таким образом устанавливалась связь условных средних значений зависимой переменной y и независимой переменной x.

Случайное рассеивание эмпирических данных относительно полученной линии связи $y=f(x)$ определяется условными функциями

Таблица 2.10

Зависимость коэффициента автокорреляции между смежными членами ряда от озерности рек

Район	Озерность, %						
	0—1	2	3—5	6—8	9—11	12—14	15—25
Кольский п-ов							
число точек в градации	4	4	16	20	4	5	8
$\bar{r}$ (1)	0,41	0,02	0,13	0,08	0,20	0,30	0,13
Северо-Запад ЕТС							
число точек в градации	114	37	54	24	19	7	8
$\bar{r}$ (1)	0,21	0,22	0,25	0,36	0,19	0,31	0,14
Северный Край							
число точек в градации	133	4	11	2	—	—	2
$\bar{r}$ (1)	0,04	0,07	0,24	0,28	—	—	0,16
Западная Сибирь							
число точек в градации	136	19	13	5	2	3	4
$\bar{r}$ (1)	0,16	0,40	0,48	0,08	0,54	0,46	0,69
Все районы							
число точек в градации	383	60	78	31	21	10	14
$\bar{r}$ (1)	0,13	0,27	0,28	0,31	0,22	0,35	0,20

распределения y для каждого интервала x, которые характеризуются условными параметрами распределения переменной y.

Указанный алгоритм был реализован в виде программы для ЭВМ. Число интервалов (градаций) независимой переменной устанавливалось путем подбора исходя из следующих предпосылок. С одной стороны, чем больше число задаваемых градаций независимой переменной, тем полнее устанавливается вид зависимости $y=f(x)$. С другой стороны, при увеличении числа градаций уменьшается число используемых в каждой градации данных для определения условных функций распределения, что приводит к большим случайным погрешностям. Оптимальное число градаций для последующих расчетов назначалось от 6 до 10.

Кроме того, размер градации уменьшался, если в нее попадало более 1000 значений независимой переменной, что связано с ограниченным объемом памяти ЭВМ «Минск-32».

В соответствии с изложенной методикой устанавливались территориально-общие зависимости между параметрами распределения годового стока и их связь с физико-географическими и морфометрическими характеристиками водосборов.

Рассмотрим влияние озерности на коэффициент автокорреляции между смежными членами ряда.

Для этой цели взяты бассейны таких рек, в которых находится наибольшее количество озер и имеется достаточное число лет наблюдений за годовым стоком. Такими районами явились Северо-Запад и Север Европейской территории СССР, бассейны рек Оби и Нижнего Иртыша. Озерность бассейнов разбивалась на интер-

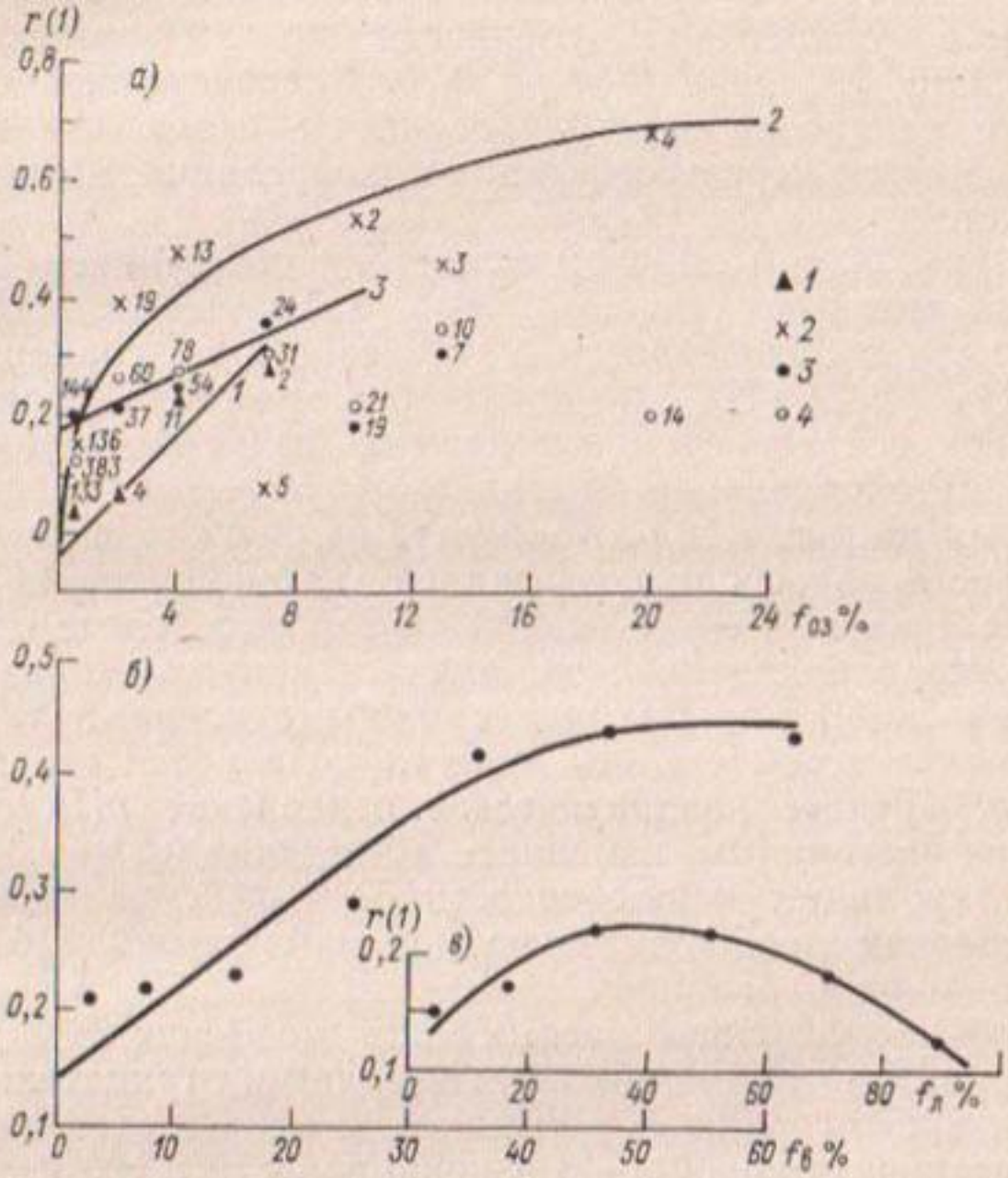


Рис. 2.12. Зависимость коэффициента автокорреляции $\bar{r}$ (1) от озерности бассейна (*а*), заболоченности (*б*), залесенности (*в*).

1 — Северный Край, *2* — Западная Сибирь, *3* — Северо-Запад. ЕТС, *4* — общая зависимость для районов.

валы 0—1, 2, 3—5, 6—8, 9—11, 12—14, 15—25 %. Для каждого интервала учитывались все бассейны с данной озерностью и соответствующим коэффициентом автокорреляции между смежными членами ряда и рассчитывался средний коэффициент автокорреляции (табл. 2.10).

На рис. 2.12 *а* представлены зависимости коэффициента автокорреляции $\bar{r}$ (1) от озерности водосбора. Для Кольского полуострова установить такую зависимость практически не удалось в связи с малым объемом информации.

Надо отметить, что точность расчета коэффициентов автокорреляции для различных интервалов озерности неодинакова, так как они рассчитываются по различному числу точек (см. рис. 2.12 *а*). В общем случае коэффициент корреляции увеличивается с увеличением озерности бассейна. Наиболее четко выражена зависимость $\bar{r}(1)=f(f_{оз})$ для бассейнов рек Западной Сибири, где с увеличением озерности до 20 % коэффициент автокорреляции увеличивается до 0,70. Следовательно, озерность значительно влияет на зарегулированность стока, что количественно выражается через коэффициент корреляции между стоком смежных лет.

Рассмотрим, каким образом влияет на коэффициент корреляции между смежными членами ряда заболоченность бассейна. Для этой цели заболоченность была разбита по градациям: 3—5, 6—10, 11—20, 21—30, 31—40, 41—50, 51—100 %. Для каждой градации по всей совокупности данных были рассчитаны коэффициенты автокорреляции. Результаты расчетов представлены в табл. 2.11 и на рис. 2.12 *б*. Как видно из рисунка, с увеличением заболоченности водосбора коэффициент автокорреляции увеличивается от 0,21 до 0,52. Это объясняется тем, что болота оказывают регулирующее влияние на сток, являясь аккумуляторами влаги. Коэффициент корреляции между смежными членами ряда является косвенной мерой степени зарегулированности стока.

Условное среднее квадратическое отклонение $r(1)$ практически остается постоянным, изменяясь в пределах 0,31—0,34. Увеличение σ_r в градации заболоченности 51—100 % до 0,38 связано с малой средней продолжительностью наблюдений (16 лет) на постах, входящих в градацию.

Условный коэффициент асимметрии коэффициента автокорреляции принимает как положительные, так и отрицательные значения. Большие случайные погрешности его определения не позволяют установить какой-либо закономерности в его колебаниях.

Сведения о влиянии леса на сток весьма разноречивы. Залесенность была разбита на градации, для которых рассчитаны средние коэффициенты автокорреляции. Результаты расчетов представлены в табл. 2.12 и на рис. 2.12 *в*. Анализ показал, что лес, как и болота, оказывает на сток регулирующее влияние. С увеличением площади леса на водосборе до 50% коэффициент автокорреля-

Таблица 2.11

Зависимость коэффициентов автокорреляции от заболоченности бассейна

Заболоченность, %	3—5	6—10	11—20	21—30	31—40	41—50	51—100
Число точек в градации	454	356	316	113	63	26	37
$r(1)$	0,21	0,21	0,23	0,29	0,39	0,44	0,52
$\sigma_{r(1)}$	0,32	0,32	0,34	0,33	0,31	0,32	0,43
$C_{s,\,r(1)}$	—0,40	0	—0,26	—0,32	0,23	—0,01	—0,53

Таблица 2.12

Зависимость коэффициентов автокорреляции от залесенности водосбора

Залесенность водосбора, %	0—10	11—20	21—40	41—60	61—80	81—100
Число точек в градации	500	341	500	462	500	500
$r(1)$	0,15	0,17	0,21	0,23	0,19	0,15
$\sigma_{r(1)}$	0,36	0,34	0,31	0,34	0,34	0,32
$C_{s,\,r(1)}$	0,14	—0,16	—0,09	—0,20	—0,24	0,08

ции возрастает от 0,15 до 0,23, а затем с увеличением залесенности уменьшается до 0,13. Залесенность водосбора от 50 до 100 % характерна для районов с избыточными влагозапасами, являющимися практически постоянными в каждом году. Поэтому зарегулированность стока уменьшается для таких водосборов, что количественно выражается через значение коэффициента корреляции между смежными членами ряда.

Условное среднее квадратическое отклонение коэффициентов автокорреляции практически остается постоянным, изменяясь от 0,32 до 0,36. Характер колебаний σ_r соответствует изменению средней продолжительности наблюдений на постах, входящих в градации. Наименьшее значение σ_r принимает при наибольшей средней продолжительности наблюдений (градация залесенности 21—40 %).

Коэффициент корреляции между смежными членами ряда изменяется для различных градаций нормы стока от 0,23 до 0,14. Результаты расчетов приведены в табл. 2.13 и на рис. 2.13 *а*. Установлена обратная зависимость коэффициентов автокорреляции от среднего многолетнего стока.

В зоне избыточного увлажнения переходящие влагозапасы в бассейнах практически постоянны из года в год, поэтому коэффициенты корреляции между стоком смежных лет небольшие. В зоне недостаточного увлажнения переходящие запасы влаги возрастают с увеличением водности года, что приводит к увеличению коэффициента автокорреляции. Этим, видимо, и объясняется вид полученной зависимости. Для сравнения на рис. 2.13 нанесены данные, полученные по результатам Д. Я. Ратковича [72].

Условное среднее квадратическое отклонение коэффициента автокорреляции колеблется от 0,30 до 0,37. Характер колебаний σ_r

Таблица 2.13

Зависимость коэффициентов автокорреляции от нормы годового стока

Модуль стока, л/(с·км²)	0—2	2—4	4—6	6—8	8—10	15—40
Число точек в градации	476	500	500	500	500	500
$r(1)$	0,23	0,23	0,21	0,21	0,20	0,14
$\sigma_{r(1)}$	0,37	0,38	0,35	0,32	0,30	0,33
$C_{s,\,r(1)}$	—0,18	—0,09	—0,14	—0,48	—0,21	—0,06

соответствует изменению средней продолжительности наблюдений по градациям водности.

Условный коэффициент асимметрии коэффициента автокорреляции для всех градаций отрицательный, что, скорее всего, связано с большим влиянием верхнего предела по сравнению с нижним.

В табл. 2.14 и на рис. 2.13 б представлены данные расчета, по которым определялась зависимость коэффициента автокорреляции от коэффициента вариации. С увеличением коэффициента вариации годового стока увеличивается значение коэффициента

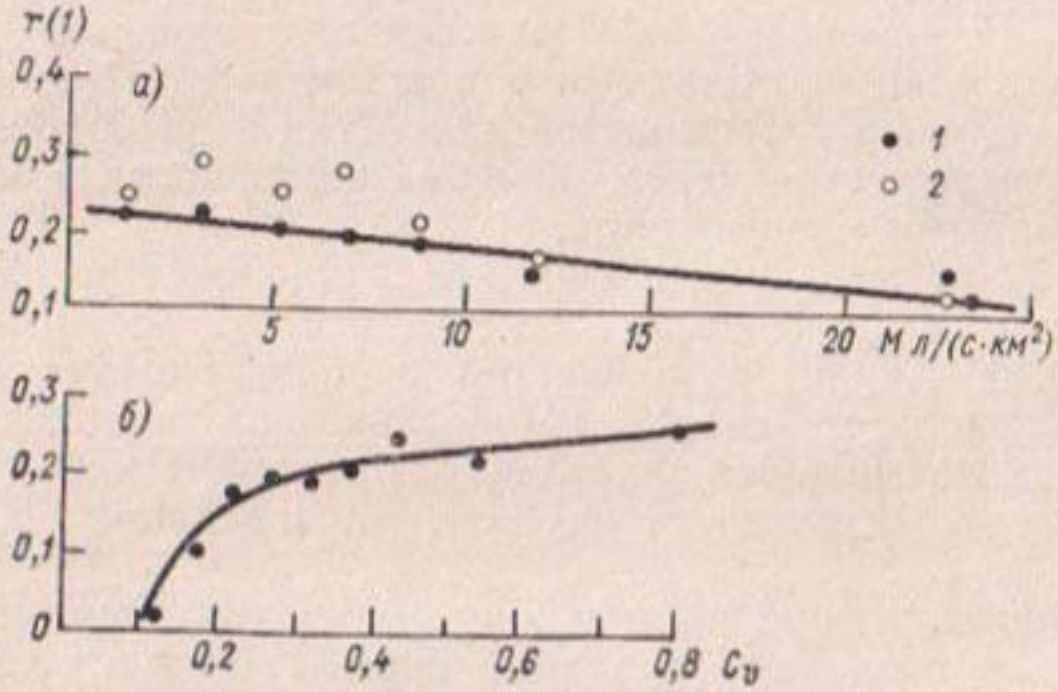


Рис. 2.13. Зависимость коэффициентов автокорреляции от модуля годового стока (*а*) и от коэффициента вариации годового стока (*б*).
1 — по данным ГГИ, *2* — по данным Д. Я. Раткович.

корреляции между смежными членами ряда. Это хорошо согласуется с тем, что с увеличением водности уменьшается изменчивость годового стока.

Таблица 2.14

Зависимость коэффициента автокорреляции от коэффициента вариации годового стока

Коэффициент вариации C_v	0,0—0,15	0,15—0,20	0,20—0,30	0,30—0,40
Число точек в градации	195	500	500	500
r (1)	0,01	0,11	0,18	0,19
$\sigma_{r(1)}$	0,33	0,35	0,32	0,28
$C_{s,\,r(1)}$	—0,10	—0,03	0,06	—0,36

Коэффициент вариации C_v	0,40—0,50	0,50—0,60	0,60—1,50
Число точек в градации	451	212	372
r (1)	0,25	0,22	0,26
$\sigma_{r(1)}$	0,36	0,40	0,37
$C_{s,\,r(1)}$	—0,19	—0,15	—0,20

Условные средние квадратические отклонения коэффициента автокорреляции изменяются в пределах 0,31—0,40. Характер изменения σ_r повторяет колебания средней продолжительности наблюдений по градациям коэффициента вариации.

Условный коэффициент асимметрии коэффициента автокорреляции принимает отрицательные значения, что связано с влиянием верхнего предела.

Таким образом, в результате анализа зависимостей коэффициента корреляции между стоком смежных лет от физико-географических факторов, водности и изменчивости годового стока установлено, что такие факторы, как озерность, заболоченность, залесенность увеличивают зарегулированность стока. К сожалению, на данном этапе, невозможно установить влияние всех перечисленных факторов в комплексе из-за недостатка исходных данных. Были предприняты попытки получить уравнения множественной регрессии. При этом коэффициенты уравнений регрессии оказались статистически незначимы.

2.5. ОЦЕНКА КОЭФФИЦИЕНТОВ АСИММЕТРИИ

Обобщение коэффициентов асимметрии по территории представляет собой довольно сложную задачу ввиду больших случайных отклонений этого параметра, связанных с ограниченным объемом исходных данных наблюдений.

При обобщении по территории коэффициентов асимметрии использован метод осреднения данного параметра в пределах гидрологически однородных районов с оценкой их статистической однородности. Методика обобщения коэффициентов асимметрии по пространству разработана в работе [25].

Основная идея обобщения заключается в том, чтобы при осреднении географическая составляющая данного параметра не играла значительной роли. В случае если географическая составляющая изменения по территории коэффициентов асимметрии оказывалась существенной, неоднородный район разбивался на меньшие районы, по которым процедура анализа географической составляющей, или оценка статистической однородности, вновь повторялась. При такой процедуре обобщения коэффициентов асимметрии уменьшаются случайные погрешности расчета. Систематические погрешности устраняются на заключительном этапе согласно рекомендациям [25].

Техника расчета сводится к следующему:

1. Выбирается однородный в гидрологическом отношении район. При этом имеется в виду однородность физико-географических и климатических факторов с точки зрения влияния их на коэффициент асимметрии.

2. В выбранном районе выписываются коэффициенты асимметрии, приведенные к многолетнему периоду, на основании

которых рассчитывается среднее арифметическое значение коэффициента асимметрии для данного района. Если продолжительность приведенных к длительному периоду рядов приблизительно одинакова, то на данном этапе расчеты прекращаются. Если же продолжительность наблюдений существенно различная, то вычисляется среднее взвешенное значение коэффициента асимметрии по объемам исходных данных.

3. Рассчитывается эмпирическое среднее квадратическое отклонение коэффициентов асимметрии по ряду, состоящему из коэффициентов асимметрии в выбранном районе.

4. Ввиду того что приведенные к многолетнему периоду значения стока несут меньше информации по сравнению с наблюденными данными, определяется объем эквивалентной информации по формуле

$$N_e \approx N' / \left[1 + \frac{N' - n}{n - 2}(1 - R^2)\right],$$

где N' — средний объем по рассматриваемому району приведенных к длительному периоду рядов; n — средний объем наблюденных данных; R — среднее взвешенное значение по объемам восстановленных данных множественного коэффициента корреляции.

5. Рассчитывается среднее значение коэффициента автокорреляции годового стока рек исследуемого района. В соответствии с [80] определяется несмещенная оценка среднего коэффициента автокорреляции и оценивается его статистическая однородность.

6. Рассчитывается среднее значение коэффициента вариации годового стока рек для исследуемого района с проверкой на статистическую однородность.

7. Зная объем эквивалентной наблюденным данным информации, среднее значение коэффициентов автокорреляции и вариации, в соответствии с [80] получаем теоретическое среднее квадратическое значение коэффициентов асимметрии.

8. Если эмпирическое среднее квадратическое отклонение коэффициентов асимметрии меньше теоретического среднего квадратического отклонения, тогда делается вывод об однородности выборочных коэффициентов асимметрии и о принятии среднего значения коэффициентов асимметрии для рассматриваемого района. Отклонения выборочных коэффициентов асимметрии от их среднего значения в этом случае признаются случайными и обусловлены ограниченностью принятых в расчет выборок. Если теоретическое значение среднего квадратического отклонения выборочных коэффициентов асимметрии окажется меньше эмпирического, то имеет место географическая составляющая в распределении выборочных коэффициентов асимметрии. В этой ситуации следует неоднородный по коэффициентам асимметрии район разбить на меньшие и весь анализ повторить с самого начала.

Таблица 2.15

Соотношение коэффициентов асимметрии и вариации для отдельных районов СССР

Кольский п-ов	$C_s = 0$
Прибалтика и Калининградская область	$C_s = 2{,}5C_v$
Западное Закавказье, Армения, Дагестан и Восточное Закавказье	$C_s = 2{,}5C_v$
Бассейн оз. Балхаш и Средняя Азия	$C_s = 2{,}5C_v$
Бассейн Нижнего Амура и Приморье	$C_s = 2{,}5C_v$
Остров Сахалин	$C_s = C_v$

9. На заключительном этапе рассчитывается несмещенная оценка среднего значения коэффициента асимметрии и отношения коэффициента асимметрии к коэффициенту вариации.

Произведенная оценка однородности выборочных коэффициентов асимметрии может рассматриваться в качестве первого приближения. Это связано с тем, что теоретическое значение средней квадратической погрешности коэффициента асимметрии получено в предположении отсутствия пространственной корреляции между рядами, а также внутрирядной корреляции. В настоящее время исследования, позволяющие учесть эту корреляцию, отсутствуют.

Кроме того, при значительном увеличении объема исходных данных все расчеты по оценке коэффициентов асимметрии необходимо повторять.

По указанной методике сделано обобщение соотношения коэффициентов асимметрии и вариации для различных районов. В целом для Советского Союза это соотношение составляет $C_s = 2C_v$, кроме районов, приведенных в табл. 2.15.

2.6. АНАЛИЗ СТАЦИОНАРНОСТИ МНОГОЛЕТНИХ КОЛЕБАНИЙ

Оценка стационарности многолетних колебаний годового стока оказалась возможной благодаря обобщению критериев однородности на случай асимметричной и коррелированной по типу простой цепи Маркова гидрологической информации.

При оценке стационарности многолетних колебаний речного стока возникла проблема количественной оценки внутрирядной связанности гидрологических характеристик, которая представлена в разделе 2.3.

При оценке стационарности многолетних колебаний речного стока возникла также проблема учета асимметрии гидрологических последовательностей. Обобщение данного вопроса выполнено в работе [25].

В настоящем разделе приводятся результаты оценки стационарности многолетних колебаний годового стока. При этом использовались данные наблюдений за годовым стоком рек СССР

с периодом наблюдений 40 лет и более. К анализу стационарности было привлечено 519 постов.

Оценка стационарности осуществлялась с использованием обобщенных критериев однородности средних величин (критерий однородности Стьюдента), дисперсий (критерий однородности Фишера) и функций распределения (критерий однородности Колмогорова — Смирнова) [73]. Последний критерий использовался также для оценки однородности дисперсий и асимметрии путем преобразования исходной информации в виде модульных коэффициентов (исключено влияние средних величин) и только асимметрии путем исключения влияния средних величин и коэффициентов вариации. Следует добавить, что использование критерия однородности Колмогорова — Смирнова предусматривает также однородность аналитического типа функции распределения.

Для оценки стационарности годового стока исходные ряды разбивались на две равные части, по каждой из которых рассчитывались статистики Стьюдента, Фишера и Колмогорова — Смирнова, которые сопоставлялись с соответствующими критическими значениями при 5 %-ном уровне значимости.

Критические значения рассматриваемых статистик устанавливались по обобщенным критериям с учетом автокорреляции между стоком смежных лет. Коэффициенты автокорреляции вычислялись для однородных районов с поправкой на смещение. Внутри однородного района коэффициенты определялись с учетом случайных погрешностей индивидуальных оценок данного параметра с привлечением всех данных наблюдений за годовым стоком рек СССР.

Техника расчетов оценки стационарности (внутрирядной однородности) с использованием обобщенных критериев однородности Стьюдента, Фишера и Колмогорова — Смирнова при разбиении исходного ряда наблюдений на две части показана на конкретных примерах в разделе 1. Расчеты проводились с использованием ЭВМ «Минск-32» по программам, составленным Н. П. Артемьевой и М. В. Зориным. Обобщение классических критериев однородности для асимметричной и коррелированной во времени (учет автокорреляции между стоком смежных лет) гидрологической информации осуществлялось с использованием метода статистических испытаний по программам, составленным А. П. Блохиной и В. А. Лобановым, на ЭВМ ЕС 1022.

Использование критерия однородности эмпирических распределений Колмогорова — Смирнова требует дополнительных пояснений.

Дело в том, что аналитическое распределение статистики Колмогорова — Смирнова получено теоретическим путем лишь в предельном случае при достаточно большом объеме исходной информации. Поэтому в курсах математической статистики нередко указываются наименьшие объемы выборок (например, при $n>30$),

при которых возможно использование данного критерия однородности. Наличие достоверной автокорреляции между стоком смежных лет уменьшает и без того недостаточный объем эквивалентно независимой информации. Например, при использовании данных наблюдений за 40 лет получаем статистику Колмогорова — Смирнова по двум двадцатилетним рядам, а наличие автокорреляции между стоком смежных лет уменьшает объем эквивалентно независимой информации, что приводит к невозможности использования данного критерия для оценки стационарности многолетних колебаний речного стока. Вместе с тем данный критерий уже находит широкое применение в гидрологических исследованиях. Поэтому в настоящей работе осуществлено обобщение данного критерия не только на автокорреляцию между смежными членами ряда, но и на различные объемы выборок как при наличии, так и отсутствии автокорреляции.

Результаты исследований свидетельствуют о том, что объем исходных данных существенно влияет на теоретическую функцию распределения данного критерия при наличии и отсутствии автокорреляции, уменьшая рассеивание статистики Колмогорова — Смирнова при объемах выборок даже более 50 лет. Таким образом, если автокорреляция между стоком смежных лет увеличивает рассеивание статистики, то объем выборок уменьшает. Влияние последнего фактора оказывается более сильным, поэтому неучет его приводил ранее к тому, что мы чаще принимали гипотезу временно́й однородности (стационарности), чем это имеет место на самом деле, даже при учете автокорреляции.

Таким образом, оценка стационарности с использованием критерия однородности Колмогорова — Смирнова выполнена с учетом как автокорреляции, так и объема выборок.

И последнее обстоятельство, на которое необходимо обратить внимание, заключается в том, что при использовании данного критерия применительно к исходным данным о речном стоке мы получаем вывод об однородности или неоднородности эмпирических функций распределения по полупериодам, включая однородность всех моментов (среднее арифметическое значение, коэффициенты вариации и асимметрии), и принадлежность выборок к одной и той же аналитической функции распределения. При рассмотрении модульных коэффициентов исключается влияние возможной неоднородности средних величин. И наконец, при рассмотрении отношения $(k-1)/C_v$ при оценке однородности, исключается возможная неоднородность как выборочных средних, так и выборочных коэффициентов вариации.

Анализ результатов расчета по оценке стационарности многолетних колебаний годового стока, приведенный в табл. 2.16, свидетельствует о том, что отвергать гипотезу стационарности в подавляющем числе случаев при уровне значимости 5 % нет никаких оснований. Так, из общего числа данных наблюдений за

Таблица 2.16

Распределение по районам числа постов с неоднородными данными наблюдений (по полупериодам)

Район	Число постов n	Критерий					
		Стьюдента		Фишера		Колмогорова — Смирнова	
		n	%	n	%	n	%
Кольский п-ов	8	0	0	0	0	0	0
Карелия. Северо-Запад ЕТС	21	0	0	0	0	0	0
Северный Край	35	0	0	1	2,86	1	2,86
Прибалтика и Калининград	46	3	6,52	2	4,34	6	13,04
Белоруссия и Верхнее Поднепровье	24	0	0	0	0	3	12,50
Западная Украина и Молдавия	15	0	0	1	6,66	2	13,33
Среднее и Нижнее Поднепровье	15	0	0	1	6,66	1	6,66
Северский Донец и Приазовье	3	0	0	0	0	0	0
Крым	3	0	0	0	0	0	0
Донской	13	0	0	0	0	1	7,69
Северный Кавказ. Зап. Закавказье,	56	0	0	7	12,5	2	3,57
Верхне-Волжский	40	4	10,0	0	0	6	15,0
Бассейн Камы	35	0	0	0	0	3	8,57
Бассейн Тобола	12	1	8,33	1	8,33	1	8,33
Нижн. Поволжье, Зап. Казахстан	20	0	0	0	0	1	5,00
Центр. и Юж. Казахстан	16	1	6,25	2	12,5	2	12,50
Средняя Азия	57	3	5,26	1	1,75	5	8,77
Западная Сибирь	26	0	0	0	0	0	0
Ангаро-Енисейский	24	1	4,17	2	8,33	1	4,17
Лено-Индигирский	21	0	0	0	0	0	0
Дальний Восток	19	0	0	0	0	3	15,79
Камчатка	3	1	33,33	0	0	1	33,33
Северо-Восток СССР	3	0	0	0	0	0	
Среднее	515	14	2,71	17	3,30	39	7,57

годовым стоком рек 515 гидрологическим постам не могут быть признаны однородными при оценке: средних величин (критерий Стьюдента) — по 14 постам (2,7 %), дисперсий (критерий Фишера) — по 17 постам (3,3 %), эмпирических функций распределения (критерий Колмогорова — Смирнова) — по 39 постам (7,6 %).

Учитывая, что при оценке временно́й однородности, или, что то же самое, стационарности, принимался уровень значимости 5 % при достаточно большом числе испытаний (519 пунктов на-

блюдений), следовало ожидать, что 5 % исследуемых рядов могут оказаться неоднородными даже в том случае, если исходные ряды будут однородными. Поэтому нет никаких оснований отвергнуть нулевую гипотезу однородности выборочных средних и выборочных дисперсий по всем исследуемым постам (критерий Стьюдента и Фишера).

Результаты же оценки однородности эмпирических функций по критерию Колмогорова — Смирнова распределения требуют дополнительных пояснений.

Во-первых, как отмечалось ранее, этот критерий применялся с поправкой не только на автокорреляцию, которая несколько расширяет доверительный интервал статистики, но и на объем выборки, который значительно больше уменьшает доверительный интервал по сравнению с первой поправкой. Если не учитывать отмеченные поправки к критерию однородности Колмогорова — Смирнова, то неоднородными окажутся лишь данные наблюдений 26 постов, что составляет 5 %. В этом случае однородность всех рядов наблюдений с использованием данного критерия не вызывает сомнений.

Во-вторых, критерий однородности эмпирических функций распределения (критерий Колмогорова — Смирнова) одновременно предусматривает однородность не только выборочных средних (критерий Стьюдента) и не только выборочных дисперсий (критерий Фишера), но и моменты более высокого порядка, а также принадлежность рассматриваемых распределений к одной и той же генеральной совокупности. Поэтому естественно было ожидать, что процент неоднородных рядов наблюдений с использованием критерия Колмогорова — Смирнова будет несколько больше по сравнению с критериями Стьюдента и Фишера.

Использование же критерия однородности Колмогорова — Смирнова применительно к преобразованным данным наблюдений за речным стоком в виде модульных коэффициентов (статистики $D_2 = x_i/\bar{x}$) и в виде статистики $D_3 = (x_i - \bar{x})/\sigma_x$ дало следующий результат: число постов с неоднородными данными с применением статистики D_2 составило пять, или 1 %, а с применением статистики D_3 — четыре, т. е. менее 1 % общего числа гидрологических постов.

Итак, анализ оценки однородности, выборочных средних, дисперсий и эмпирических функций распределения, выполненный для первого и второго полупериодов наблюдений за годовым стоком рек СССР, свидетельствует о том, что при существующей продолжительности (даже самых длительных) наблюдений нет оснований отвергать гипотезу временно́й однородности, или стационарности, многолетних колебаний речного стока.

Следует отметить, что статистическому анализу оценки временно́й однородности предшествовал генетический анализ, который сводился к тому, что отбор данных наблюдений за годовым

стоком рек производился лишь в том случае, если в справочниках «Ресурсы поверхностных вод СССР» не отмечалось влияния хозяйственной деятельности. Поэтому произведенный анализ относится к рекам с ненарушенным хозяйственной деятельностью режимом.

Вместе с тем следует отметить, что в справочниках указания о влиянии хозяйственной деятельности имеются лишь в тех случаях, когда оно значительно, а такие мероприятия, как агролесомелиорация, не отмечаются совсем.

Представляет несомненный интерес оценить стационарность многолетних колебаний речного стока за более короткие промежутки времени по сравнению с ранее проведенным анализом за первую и вторую половины рядов наблюдений.

В качестве расчетного промежутка времени был принят десятилетний период. Оценка однородности десятилетних рядов годового стока, как и ранее, осуществлялась с использованием обобщенных критериев Стьюдента и Фишера.

Обобщение полученной обширной статистической информации осуществлялось в двух вариантах. В первом варианте на основании рассчитанных значений статистик Стьюдента и Фишера по десятилетним периодам строились их эмпирические функции распределения по каждому гидрологическому посту, которые сопоставлялись с теоретическими функциями распределения отмеченных статистик с использованием критерия Колмогорова. Согласие эмпирической и теоретической функций распределения с 5 %-ным уровнем значимости свидетельствует в данном случае о временно́й однородности, или, что то же самое, о стационарности выборочных средних и дисперсий. Такой прием оценки условно назван «Оценка однородности по совокупности десятилеток».

Во втором варианте на основании рассчитанных значений статистик Стьюдента и Фишера за каждый десятилетний период по каждому посту осуществлялась оценка их однородности (классические критерии парного сравнения). Далее устанавливалось число десятилетних периодов наблюдений, неоднородных по каждому посту, которое выражалось в процентах по отношению к общему их числу. Подобный прием оценки однородности условно назван «Оценка однородности по индивидуальным десятилеткам».

В табл. 2.17 представлено распределение неоднородных данных по десятилеткам в пределах однородных районов коэффициентов автокорреляции между стоком смежных лет. Анализу стационарности выборочных средних и дисперсий подвергнуто более 5000 десятилеток. Установлено, что в первом варианте (с использованием критерия Колмогорова для оценки согласия эмпирических кривых распределения статистик Стьюдента и Фишера с их теоретическими функциями распределения) оказалось неоднородными 12 % постов по средним значениям и 11 % постов по дисперсиям при 5 %-ном уровне значимости.

Таблица 2.17

Распределение по районам неоднородных данных по десятилетним периодам наблюдений за годовым стоком рек СССР

Район	r (1)	Оценка однородности по совокупности десятилеток				Оценка однородности по индивидуальным десятилеткам			
		Критерий Стьюдента		Критерий Фишера		Критерий Стьюдента		Критерий Фишера	
		число случаев	%	число случаев	%	число случаев	%	число случаев	%
Кольский п-ов	0,24	0/8	0.00	0/8	0.00	0/48	0,00	2/48	4,17
Северо-Запад ЕТС, Северный Край	0,21	5/56	8,93	10/56	17.8	24/614	6.27	33/614	8,62
Прибалтика	0,20	14/46	30,4	6/46	13,0	92/588	15.6	44/588	7,48
Белоруссия; Верхнее Поднепровье; Верхне-Волжский район, Средний Урал и Приуралье (бассейн р. Камы); Нижнее Поволжье	0,23	8/113	7,07	11/113	9,73	103/1249	8,05	77/1249	6,16
Украина, Молдавия, Донской район, Северный Кавказ	0.22	11/72	15,3	13/72	18,1	64/870	7,36	92/870	10,6
Закавказье и Дагестан	0.17	6/33	18,2	5/33	15,2	14/219	6,40	20/219	9,13
Средний Урал и Приуралье (бассейн р. Тобола); Западная Сибирь и Северный Казахстан	0,31	5/38	13,2	6/38	15,8	10/480	2,08	37/480	7,71
Поволжье; Западный, Центральный, Южный Казахстан; Средняя Азия	0.24	10/81	12,3	4/81	4,94	25/624	4,01	54/624	8,85
Ангаро-Енисейский район; Лено-Индигирский район; Дальний Восток; Северо-Восток СССР, Камчатка	0.14	4/70	5/71	3/70	4/29	68/578	11,8	44/578	7,60
Итого:		63/517	12.2	58/509	11.4	400/5270	7,59	403/5270	7,64

Примечание. В числителе — число неоднородных данных по десятилетним периодам, в знаменателе — общее число данных наблюдений по десятилетним периодам.

Обращает на себя внимание несколько бóльший процент неоднородных данных по сравнению с расчетами, выполненными ранее за первую и вторую половины наблюдений. Это, скорее всего, связано с рядом причин, из которых представляются наиболее вескими следующие:

1. При оценке согласия выборочных распределений статистик Стьюдента и Фишера использовался критерий Колмогорова, обобщенный не только на достоверную автокорреляцию между стоком смежных лет, но и на объем выборок, который оказывает существенное влияние на теоретические значения распределения Колмогорова. Напомним, что аналитическое распределение Колмогорова получено лишь в предельном случае при достаточно большом объеме выборочных данных. Обобщение критерия Колмогорова произведено методом статистических испытаний при ограниченном, хотя и достаточно большом объеме исходной информации. Поэтому в дальнейшем предусматривается уточнить произведенное обобщение этого критерия с использованием большого объема моделированных рядов, что возможно лишь на базе ЭВМ с бóльшим быстродействием, чем имеющиеся в настоящее время в ГГИ.

Использование классического критерия согласия Колмогорова для оценки однородности выборочных средних и дисперсий приведет к значительно меньшему проценту неоднородных данных, так как влияние объема выборочных данных значительно превосходит влияние автокорреляции в диапазоне используемых величин.

Таким образом, выводы, сделанные ранее, следует считать предварительными, требующими дополнительных уточнений.

2. В число исследуемых десятилеток попал исключительно маловодный период 30—40-х годов, охватывающий огромную территорию от западных границ СССР до оз. Байкал. По исследованиям Д. Л. Соколовского, вероятность такого маловодного десятилетия оценивается примерно 1 раз в 300 лет, т. е. величиной, значительно меньшей, чем это могло бы быть установлено по наблюдениям.

Даже не принимая отмеченные соображения во внимание, можно утверждать, что с использованием данного варианта оценки однородности выборочных средних и дисперсий подавляющее число рядов годового стока стационарны (около 93—94 % всех рассмотренных случаев), так как при принятом уровне значимости 5 % групповой анализ стационарности предусматривает признание альтернативной гипотезы (гипотезы неоднородности) даже в том случае, когда исходные данные однородны (5 %). И следовательно, лишь 6—7 % рассмотренных рядов могут быть признаны не стационарными по средним значениям и дисперсиям.

Второй вариант оценки однородности выборочных средних и дисперсий сводился к подсчету числа неоднородных десятилеток при парном сравнении к общему числу принятых к расчету деся-

ток. В данном случае оказалось, что около 8 % выборочных средних и дисперсий неоднородны. При принятом уровне значимости 5 % можно считать, что число действительно неоднородных десятилетних периодов составит около 3 %, что, возможно, связано с влиянием хозяйственной деятельности на годовой сток.

В заключение можно сделать главный вывод о том, что подавляющее число рядов наблюдений за годовым стоком рек СССР можно признать однородными по выборочным средним и дисперсиям.

Число неоднородных рядов речного стока составляет при различных способах их оценки от нуля (при анализе материала за первую и вторую половины наблюдений) до 6—7 % (при использовании критерия Колмогорова для анализа согласия эмпирических распределений статистик Стьюдента и Фишера с их теоретическими функциями распределения).

Следовательно, бытующая в настоящее время гипотеза стационарности рядов многолетних наблюдений за годовым стоком, используемая в практике строительного проектирования, в целом подтвердилась. Вместе с тем для небольшого числа рек СССР гипотеза однородности не подтверждается, что составляет в среднем из всех рассмотренных способов оценки однородности 3—4 % общего числа исследуемых наиболее продолжительных (40 лет и более) рядов наблюдений.

Последнее обстоятельство требует дополнительных уточнений в части теоретических исследований (дальнейшее уточнение, или обобщение классических критериев однородности).

Дальнейшие исследования следует проводить в следующих основных направлениях:

1) оценка стационарности метеорологических факторов речного стока, обусловливающих приходную и расходные части уравнений водного баланса;

2) детальный анализ влияния хозяйственной деятельности на водосборе и руслах рек на различные характеристики речного стока с учетом возможного внутригодового перераспределения речного стока;

3) влияние возможных глобальных изменений климата на оценку стационарности многолетних колебаний речного стока.

2.7. АНАЛИЗ СТАЦИОНАРНОСТИ МНОГОЛЕТНИХ КОЛЕБАНИЙ ФАКТОРОВ ГОДОВОГО СТОКА

На основании анализа рядов годового стока статистическими методами можно получить как качественную, так и количественную оценку их стационарности или нестационарности, но невозможно установить причины, которые приводят к подобным закономерностям. Эти причины необходимо знать, например, по следующим обстоятельствам.

Если в результате проведенных исследований получен вывод о нестационарности многолетних колебаний стока, то причиной этого может быть как хозяйственная деятельность на водосборе, так и направленные изменения климатических факторов стока. В этом случае для расчетов и прогнозов необходимо знать долю влияния каждой их этих причин на процесс стока и характер их многолетних колебаний.

Анализ стокоформирующих факторов и факторов хозяйственной деятельности также необходим и в случае установленной стационарности стоковых характеристик. Связь стока с обусловливающими его факторами имеет статистический многофакторный характер. По этой причине начавшиеся направленные изменения в одном из факторов начинают значимо проявляться только через определенный период, который зависит от роли направленной тенденции в многолетних колебаниях фактора и от степени влияния этого фактора на сток.

Оценка стационарности стокоформирующих факторов является неотъемлемой частью анализа многолетних колебаний речного стока. В настоящей работе проведен анализ стационарности только метеорологических факторов стока, так как динамика факторов хозяйственной деятельности исследована более детально, например, в работах [29, 102]. В качестве основных факторов, формирующих годовой сток, согласно работам [89, 95], выбраны средняя годовая температура воздуха $T_в$ и сумма осадков за год x. Анализ стационарности многолетних рядов этих характеристик за период наблюдений с 1891 по 1981 г. проводился по данным 150 метеостанций, равномерно распределенных по территории страны.

Оценка стационарности средних значений рядов стокоформирующих факторов проводилась по критериям Стьюдента (t), Кокса — Стюарта (z), по оценке значимости коэффициентов ранговой корреляции Спирмэна (r_S) и коэффициентов регрессии (b_1) и парной корреляции (r_{xT}) уравнения тренда по времени (T). В связи с тем что уравнение тренда может быть и не прямолинейным, осуществлялось преобразование координаты времени T последовательно в T_2, T_3 и T_4. Для оценки стационарности дисперсий применялся критерий Фишера F. Оценка стационарности по критериям Стьюдента и Фишера производилась путем парного сравнения средних и дисперсий, вычисленных для двух равных частей временно́го ряда. При использовании критериев Стьюдента, Фишера и при оценке значимости коэффициентов трендов b_1 учитывалась автокорреляция между смежными членами ряда, которая в среднем для рядов годовых сумм осадков равна 0,19, а для средней годовой температуры воздуха — 0,07.

Результаты анализа стационарности средних и дисперсий рядов стокоформирующих факторов приведены в табл. 2.18.

Таблица 2.18

Количество стационарных рядов факторов годового стока в % от общего их числа при $\alpha = 0{,}05$

Фактор годового стока	Вывод о стационарности по критериям					
	t	z	r_S	b_1	$r_{x_j T}$	F
Средняя годовая температура воздуха	74,8	81,0	65,3	68,0	68,0	92,5
Сумма осадков за год	59,9	66,0	48,3	55,2	55,2	93,9

Из табл. 2.18 видно, что стационарными с вероятностью $P \geqslant$ $\geqslant 95\ \%$ можно принять от 65 до 81 % рядов средних годовых значений температуры воздуха и от 48 до 66 % рядов сумм осадков. В связи с тем что критерий Кокса — Стюарта и распределение коэффициентов ранговой корреляции Спирмена не были обобщены для естественной внутрирядной связанности, выводам, полученным по этим критериям, следует придавать меньшее значение. В результате можно принять, что стационарными по средним значениям являются около 70 % рядов средних годовых значений температуры воздуха и около 60 % рядов годовых сумм осадков. Из табл. 2.18 также следует, что многолетние ряды температуры воздуха и осадков имеют практически стационарные дисперсии. Нестационарность дисперсий, установленная по критерию Фишера, в отдельных случаях обусловлена одной или несколькими резко отличающимися от общей совокупности величинами.

Статистически значимая нестационарность средних значений многолетних рядов температуры воздуха как показал анализ их хронологических последовательностей, имеет вид монотонно направленного тренда. В связи с тем что максимальные значения коэффициентов парной корреляции $r_{T_в T}$ в зависимостях $T_в = f(T_к)$ (при $k = 1, 2, 3$ и 4) в 88 % случаев имели место для $k = 1$, можно считать, что монотонные тренды в рядах средней годовой температуры воздуха, как правило, прямолинейны.

Нормированные коэффициенты линейных трендов $\hat{b}_{1н}$, вычисленные по формуле (1.27), картированы по территории СССР. На основании картирования (рис. 2.14) можно выделить две области с положительными и отрицательными трендами в температуре воздуха. Область понижения средних значений температуры воздуха, как видно из рисунка, охватывает север страны, часть Западной и большую часть Восточной Сибири. Средний градиент понижения годовой температуры воздуха для этой территории составляет 0,15 °С за 10 лет, максимальный — 0,35 °С за тот же период, причем наблюдается закономерность увеличения абсолютного значения $\hat{b}_{1н}$ от южных районов к полярным. Понижение

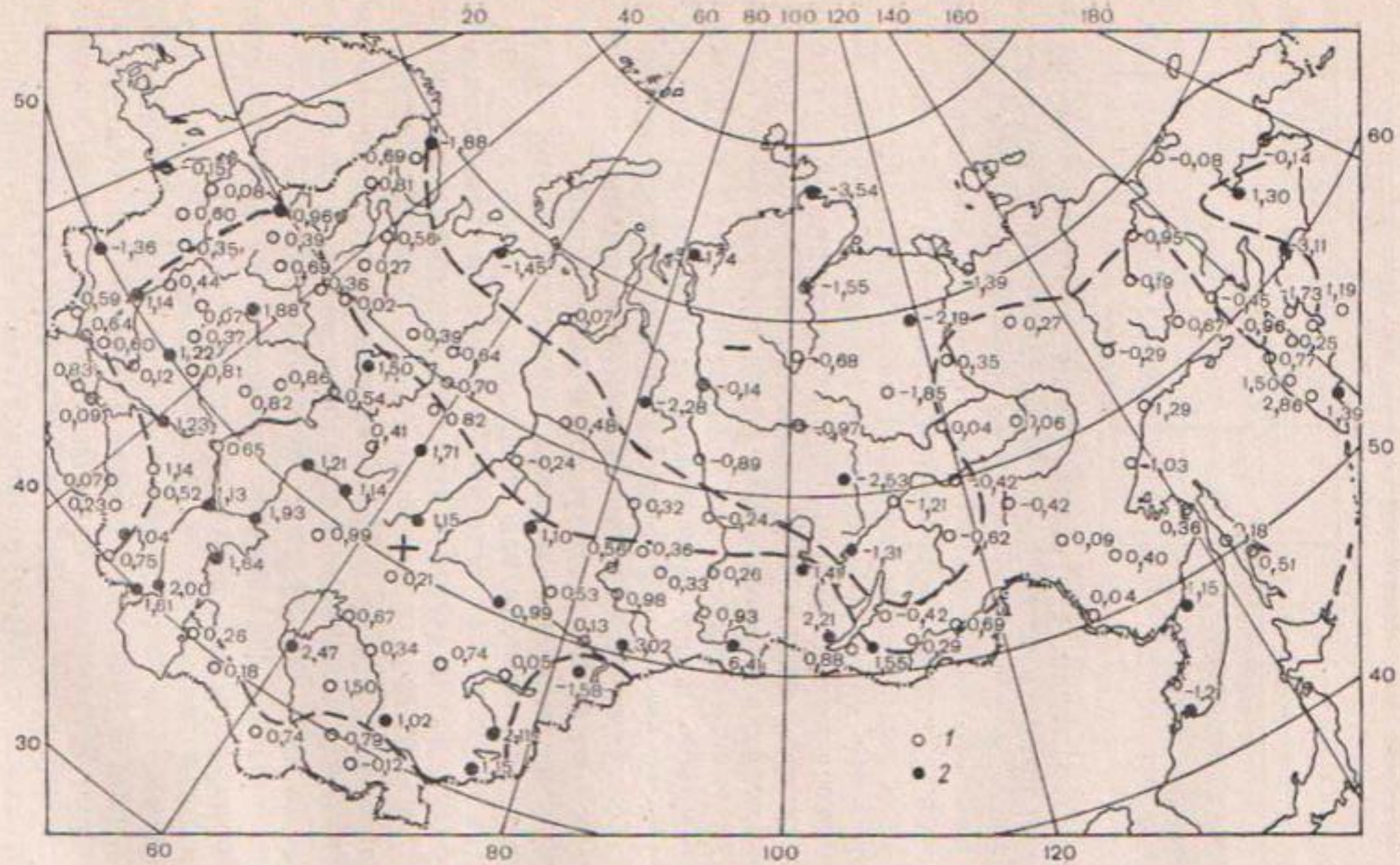


Рис. 2.14. Территориальное распределение коэффициентов $\hat{b}_{1n}$ в рядах среднегодовой температуры воздуха за период 1891—1981 гг.

1 — коэффициенты $\hat{b}_{1n}$ являются статистически незначимыми с $P>95\ \%$, *2* — $\hat{b}_{1n}$ являются статистически значимыми с $P>95\ \%$.

температуры на севере страны и в средней части Восточной Сибири вполне может зависеть от похолодания в Арктическом бассейне, обусловленного факторами глобального характера [16].

Зона повышения средних годовых значений температуры воздуха располагается южнее зоны их понижения и охватывает ЕТС, Среднюю Азию, юг Сибири. Интенсивность повышения температуры на ЕТС составляет в среднем 0,08 °С за 10 лет, максимальное значение — 0,19 °С за 10 лет (г. Москва). В Средней Азии и Казахстане температура воздуха в среднем повышается на 0,11 °С за 10 лет, в районе Каспийского моря — на 0,14 °С за 10 лет. Повышение температуры воздуха в Европейской части СССР, очевидно, вызвано влиянием урбанизации, так как наиболее интенсивный прирост температуры наблюдается в крупных городах Москве (0,19 °С за 10 лет), Ленинграде (0,10 °С), Киеве (0,11 °С). В то же время повышение температуры воздуха в Средней Азии и в районе Каспийского моря более значительно, хотя здесь метеостанции не находятся в крупных городах. Интенсивный рост температуры воздуха в этом районе может быть обусловлен влиянием как локальных факторов вблизи метеостанций, так и, вероятнее всего, естественным иссушением территории. Как показано далее, этот процесс характеризуется и уменьшением осадков в этом районе.

В результате анализа направленных тенденций в рядах температуры воздуха за отдельные периоды (с 1891 по 1945 г. и с 1946 по 1981 г.) установлено, что границы зон понижения и повышения температуры воздуха остаются практически стабильными.

Группирование рядов температуры с положительными и отрицательными тенденциями по зонам вполне закономерно, так как однородные синоптические процессы, как правило, охватывают значительную территорию, что и характеризуется повышенной пространственной связанностью рядов их характеристик.

В общем можно сделать вывод, что направленные тенденции в температуре воздуха не могут привести к существенным нарушениям стационарности речного стока, так как коэффициенты уравнений направленных тенденций за рассматриваемый период невелики по абсолютному значению — количество статистически значимых из них составляет всего около 30 %, причем повышение температуры в ряде случаев обусловлено ростом городов, и сама средняя годовая температура воздуха оказывает существенно меньшее влияние на формирование стока, чем осадки. Также необходимо отметить, что установленные направленные тенденции в рядах температуры воздуха не могут существовать бесконечно долго в связи с тем, что полярность тенденций приведет к росту градиентов между зонами их группирования и в конечном итоге — к возрастанию нестабильности атмосферы, которая, как и любая практически замкнутая система, стремится вернуться в устойчивое состояние. В связи с этим направленные тенденции в будущем

могут или исчезнуть, или сменить знак на противоположный. Так как механизмы этого явления недостаточно изучены, то прогноз направленных тенденций пока не может быть надежным.

Суммы годовых осадков, как следует из табл. 2.18, менее стационарны, чем средняя годовая температура воздуха. Осадки являются основным фактором формирования стока, поэтому их ана-

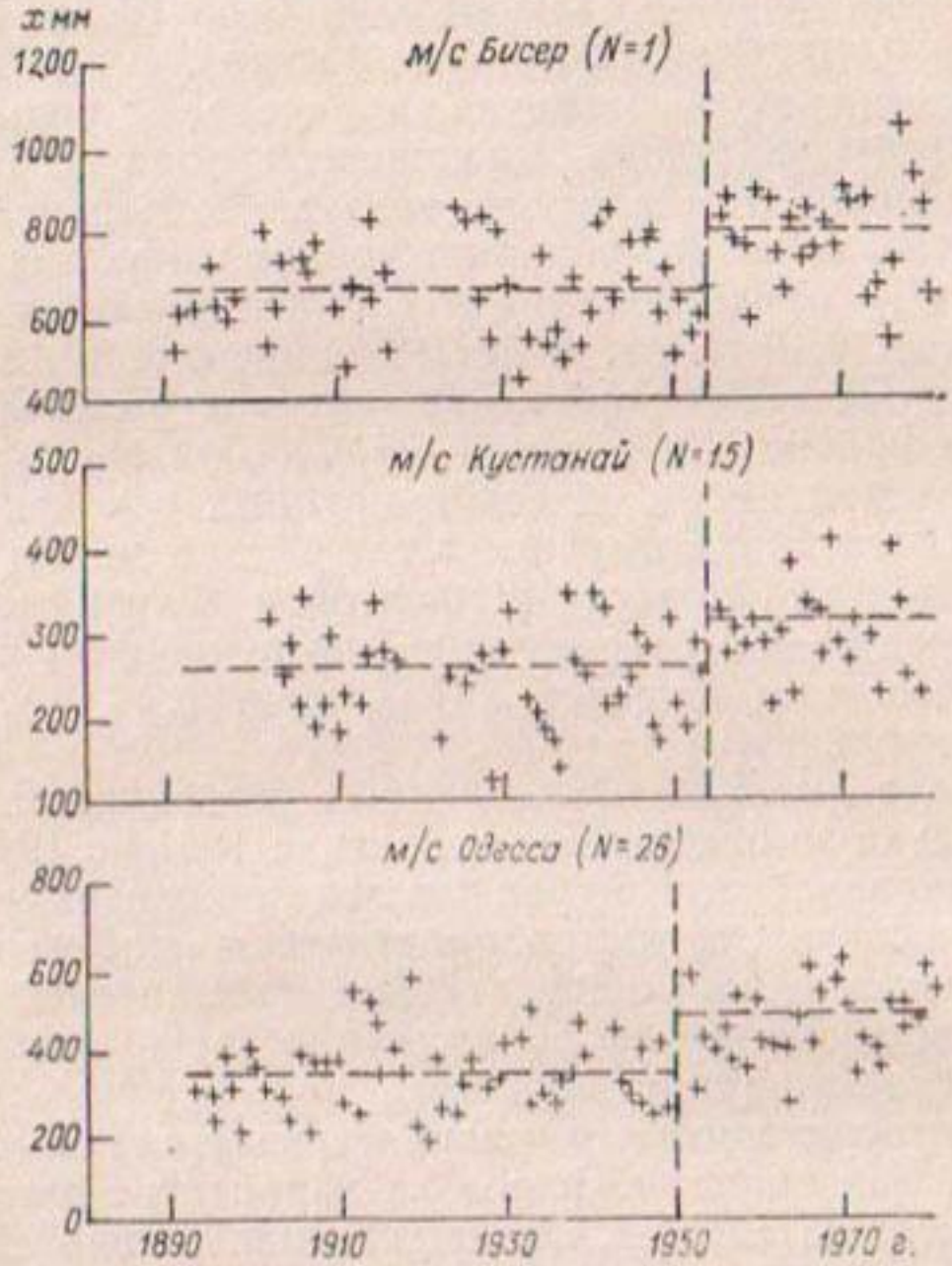


Рис. 2.15. Характерные виды нестационарности за счет замены регистрирующих приборов в рядах годовых сумм осадков.

лиз необходимо провести наиболее тщательно и обоснованно. Из хронологических графиков сумм осадков, наиболее характерные из которых приведены на рис. 2.15, можно сделать вывод о том, что нарушение стационарности происходит за счет резкого увеличения их средних значений в начале 50-х годов. В этот период повсеместно на метеостанциях происходила замена приборов, регистрирующих осадки: дождемера на осадкомер системы Третьякова. Смена приборов и привела к искусственному нарушению однородности рядов. Поэтому для получения однородных данных произведено разбиение временны́х рядов осадков на две части: с начала наблюдений по 1950 г. и с периода установки осадкомеров до

1981 г. Анализ стационарности в дальнейшем проводился в отдельности для каждого из двух однородных периодов регистрации данных. В результате количество нестационарных рядов сумм осадков уменьшилось в первый однородный период — до 10,2 %, во второй — 9,5 %. Даже в тех случаях, когда тенденции в рядах осадков статистически значимы, они имеют знакопеременный непериодический характер, их количество и знак существенно варьируют как во времени, так и по территории страны.

В связи с тем что количество таких нестационарных рядов невелико (≈10 % всего количества), общих закономерностей тенденций в рядах осадков как по времени, так и по территории не установлено и можно сделать вывод, что ряды годовых сумм осадков в целом принимаются стационарными. Необходимо также отметить, что неоднородная из-за смены регистрирующих приборов, неполная ввиду пропусков наблюдений и непродолжительная в связи с коротким периодом однородных наблюдений информация об осадках не позволяет провести такую надежную оценку их стационарности, как, например, для рядов средней годовой температуры воздуха.

Влияние направленных тенденций в рядах стокоформирующих факторов на стационарность стока можно оценить в общем случае аналитически. Предположим, что эмпирическая зависимость между стоком и обусловливающими факторами является линейной

$$Q = b_1 x + b_2 T_в + b_0, \tag{2.5}$$

где Q — сток; x — осадки; $T_в$ — температура воздуха.

Также предположим, что зависимость (2.5) устойчива в максимально существующем в природе диапазоне варьирования факторов x и $T_в$. Центрируя уравнение (2.5) относительно начала координат, обратим b_0 в нуль.

Пусть в рядах x и $T_в$ имеются направленные тенденции во времени, линейные в первом приближении:

$$x = a_1 T + a_0, \quad T_в = a_1' T + a_0'; \tag{2.6}$$

при $a_0 = a_0' = 0$

$$x = a_1 T; \quad T_в = a_1' T. \tag{2.7}$$

После подстановки (2.7) в (2.5) имеем следующую зависимость:

$$Q = b_1 a_1 T + b_2 a_1' T, \tag{2.8}$$

Направленные изменения в факторах при линейности коэффициентов уравнения (2.6) должны привести к аналогичным направленным изменениям Q т. е.

$$Q = a_1'' T + a_0'' \text{ или } Q = a_1'' T$$

$$\text{и } a_1'' = b_1 a_1 + b_2 a_1'. \tag{2.9}$$

Выразим коэффициенты следующим образом при $R_{xT_в}=0$:

$$b_1 = S_Q R_{Qx}/S_x; \quad b_2 = S_Q R_{QT_в}/S_{T_в};$$

$$a_1 = S_x r_{xT}/S_T; \quad a_1' = S_{T_в} r_{T_в T}/S_T,$$

где S_Q, S_x, $S_{T_в}$, S_T — стандартные отклонения стока, осадков, температуры и временной последовательности; R_{Qx}, $R_{QT_в}$, r_{xT}, $r_{T_в T}$ — коэффициенты парной корреляции соответствующих переменных.

Подставим в (2.9)

$$a_1'' = S_Q R_{Qx} r_{xT}/S_T + S_Q R_{QT_в} r_{T_в T}/S_T. \tag{2.10}$$

Чтобы коэффициент a_1'' оказался статистически значимым, необходимо, чтобы доверительный интервал α_1'', в котором находится его «истинное» значение, не перекрывал нуль:

$$0 \neq a_1'' - t_{\alpha n}^{*} S_Q/(S_T\sqrt{n-1}) \leqslant \alpha_1'' \leqslant a_1'' + t_{\alpha n}^{*} S_Q/(S_T\sqrt{n-1}). \tag{2.11}$$

Примем, что ряды стока представлены в модульных коэффициентах, тогда $S_Q = C_{vQ}$. На основе проведенных исследований получены максимальные значения коэффициентов r_{xT} и $r_{T_в T}$, которые равны примерно 0,5 и $R_{Qx}=0{,}8$, $R_{QT_в}=0{,}5$. Оценим, можно ли установить значимые тенденции в рядах стока продолжительностью 90 и 45 лет при предельных r_{xT}, $r_{T_в T}$, R_{Qx}, $R_{QT_в}$

Результаты расчетов приведены в табл. 2.19.

Из таблицы следует, что если направленные изменения происходят только в рядах температуры воздуха, статистическая значимость этих направленных изменений в рядах стоковых характеристик может быть установлена не ранее чем через 90—100 лет наблюдений.

В том случае, если направленные изменения с противоположной тенденцией дополнительно имеются и в рядах осадков, значимость этих изменений проявится в рядах стока уже при периоде 30—40 лет.

Очевидно, что для более конкретного анализа возможных изменений стока в отдельных районах необходимо построение надежных зависимостей стока от стокоформирующих факторов. В настоящей работе на уровне простой зависимости стока от основных факторов рассмотрен возможный подход к анализу предполагаемых изменений в стоке за счет установленных изменений в стокоформирующих факторах.

Таким образом, суммы годовых осадков, которые оказывают наибольшее влияние на формирование годового стока, являются практически стационарными. Их кажущаяся нестационарность обусловлена неоднородностью измерений.

Средняя годовая температура воздуха оказывает значительно меньшее влияние на формирование годового стока. Именно по-

Таблица 2.19

Верхние и нижние пределы коэффициентов $a_1^{"}$ при $\alpha = 5$ %

n	C_{vQ}	R_{Qx}	r_{xT}	$R_{QT_в}$	$r_{T_вT}$	$a_1^{"}+\Delta$	$a_1^{"}-\Delta$
90	0,1	0,8	0	—0,5	0,4	0,0016	0
	1,5	0,8	0	—0,5	0,4	0,0065	—0,0043
45	0,1	0,8	0,5	—0,5	0,4	0,0069	0,0023
	1,5	0,8	0,5	—0,5	0,4	0,103	0,034

этому установленные значимые тенденции в некоторых рядах средних годовых значений температуры воздуха даже при условии их неизменности не смогут привести к значимому нарушению стационарности годового стока за непродолжительный период в будущем. Также необходимо отметить, что ввиду полярности зон повышения и понижения температуры, знак их направленных тенденций в будущем может смениться на противоположный. В связи с этим полученные выводы о нестационарности некоторых рядов годового стока можно с бо́льшим основанием объяснять влиянием хозяйственной деятельности, чем нестационарностью стокоформирующих факторов.

2.8. ТЕРРИТОРИАЛЬНО-ОБЩИЕ ЗАВИСИМОСТИ ПАРАМЕТРОВ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ СРЕДНЕГО ГОДОВОГО СТОКА ОТ МОРФОМЕТРИЧЕСКИХ ХАРАКТЕРИСТИК ВОДОСБОРОВ

На основе статистической обработки данных гидрометрических наблюдений за годовым стоком рек СССР получены несмещенные оценки параметров распределения (среднее значение, коэффициенты вариации, асимметрии и корреляции между стоком смежных лет) по 5595 гидрометрическим створам. Эти данные предоставили уникальную возможность исследовать взаимосвязь между оценками параметров распределения и морфометрическими характеристиками водосборов. Как правило, искомые зависимости имеют нелинейный характер.

Следует отметить, что рассматриваемые далее зависимости параметров годового стока от факторов, их обусловливающих, носят лишь исследовательский характер и при расчетах стока должны уточняться по районным зависимостям.

В табл. 2.20 даны результаты расчетов параметров распределения. На рис. 2.16 *а* представлена зависимость среднего многолетнего модуля стока от площади водосбора, построенная по данным табл. 2.20. По оси абсцисс отложены значения десятичных

Таблица 2.20

Условные параметры распределения нормы годового стока для различных площадей водосборов

Градация F км²	$\bar{F}$ км²	Средний период наблюдений, лет	Число постов	$\bar{M}$	$\sigma_{\bar{M}}$	$\bar{C}_v$	$\sigma_{\bar{C}_v}$	$\bar{C}_s$	$\sigma_{\bar{C}_s}$
0—100	45	18	498	12,0	8,68	0,35	0,15	0,82	0,99
100—500	280	21	983	10,5	8,07	0,35	0,17	0,77	0,88
500—1 000	722	21	589	9,05	7,51	0,36	0,19	0,82	0,89
1 000—2 500	1 615	24	726	8,72	7,25	0,36	0,24	0,73	0,88
2 500—5 000	3 595	24	445	8,40	6,86	0,36	0,26	0,74	0,89
5 000—10 000	7 280	25	354	7,53	5,74	0,35	0,22	0,69	0,81
10 000—25 000	15 603	28	323	7,11	4,93	0,34	0,25	0,67	0,79
25 000—50 000	35 273	30	148	7,32	4,96	0,32	0,22	0,60	0,59
50 000—100 000	70 475	34	101	6,68	3,73	0,29	0,18	0,65	1,02
100 000—9 000 000	450 850	—	140	5,20	—	0,27	—	—	—
		Всего	4307						

логарифмов площадей водосборов. Эмпирические данные свидетельствуют о непрерывном убывании нормы годового стока с увеличением площади водосбора.

Как отмечалось в [28], редукция нормы годового стока для рек засушливой зоны находится в диапазоне площадей от 3000—5000 км² до самых малых. Это связывалось с влиянием бессточных понижений местности через увеличивающееся испарение с увеличением площади водосбора. На рис. 2.16 *а* полученная за-

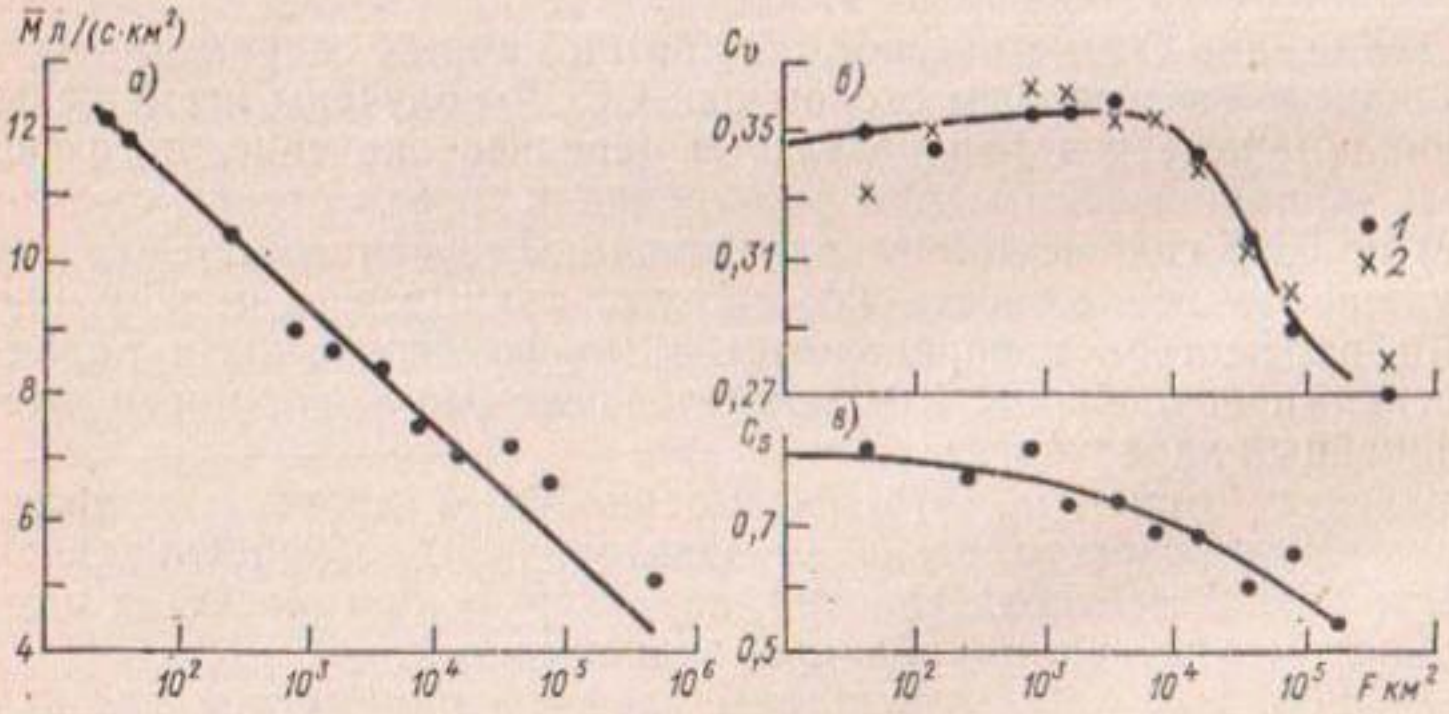


Рис. 2.16. Зависимость среднего многолетнего стока (*а*), коэффициента вариации (*б*) и коэффициента асимметрии (*в*) от площади водосбора.
1 — по данным наблюдений, *2* — по данным, приведенным к многолетнему периоду.

висимость отражает общую закономерность для всех рек СССР. Возможно, редукция годового стока объясняется не только бессточными понижениями местности, что не вызывает сомнений, но и дополнительными потерями на испарение с увеличением площадей водосборов за счет увеличивающегося времени добегания до замыкающего створа.

Дальнейшие исследования нормы стока в зависимости от площади водосбора следует проводить применительно к различным географическим зонам.

Обращает на себя внимание и тот факт, что дисперсия условных распределений закономерно убывает с увеличением площади водосбора во всем диапазоне, что отражает сглаживание азональных факторов стока и, возможно, связано с увеличением средней продолжительности наблюдений по каждой градации.

Зависимость коэффициента вариации от площади водосбора. Основной причиной колебаний годового стока является изменение от года к году таких стокоформирующих факторов, как осадки и испарение. Колебания менее резко выражены в районах с высоким годовым стоком. Изменчивость стока уменьшается также и вследствие зарегулированности рек.

Влияние площади водосбора проявляется в сглаживании колебаний стока с ее увеличением. На рис. 2.18 *б* приведена зависимость коэффициента вариации годового стока от площади водосбора, полученная в результате обобщения данных по 4307 гидрологическим постам.

Примерно до площади водосбора, равной 3000 км², не наблюдается ее влияния на изменчивость годового стока. Начиная с $F > 3000$ км² коэффициент вариации уменьшается с увеличением площади водосбора. На основании полученных данных значение критической площади водосбора можно принять равной 3000 км².

Условное среднее квадратическое отклонение коэффициентов вариации возрастает с увеличением площади водосбора до 5000 км², а с дальнейшим ее увеличением колеблется в диапазоне 0,22—0,25. При этом все значения условных средних квадратических отклонений σ_{C_v} меньше соответствующих значений $\overline{C}_v$.

Зависимость коэффициентов асимметрии (C_s) от площади водосбора ранее не устанавливалась ввиду больших случайных ошибок расчета, обусловленных ограниченным объемом даже наиболее продолжительных наблюдений за годовым стоком рек. Лишь привлечение всех данных наблюдений по 4307 постам позволило выявить обратную зависимость несмещенных оценок коэффициентов асимметрии от площади водосбора (рис. 2.16 *в*).

Положительная асимметрия гидрологических характеристик объясняется влиянием нижнего предела на вид эмпирических кривых обеспеченностей. Поэтому с увеличением площади водосбора влияние нижнего предела годового стока уменьшается, что и приводит к уменьшению его асимметрии.

Следует отметить, что условное среднее квадратическое отклонение коэффициентов асимметрии закономерно уменьшается с увеличением площади водосбора примерно от единицы для самых малых площадей водосборов до 0,6 для самых больших, что объясняется влиянием азональных факторов на нижний предел годового стока и закономерно увеличивающейся средней продолжительности наблюдений с увеличением площади водосбора. И только для градации 50 000—100 000 км² значение $\sigma_{\bar{C}_s}$ резко возросло. Это увеличение можно считать случайным, так как количе-

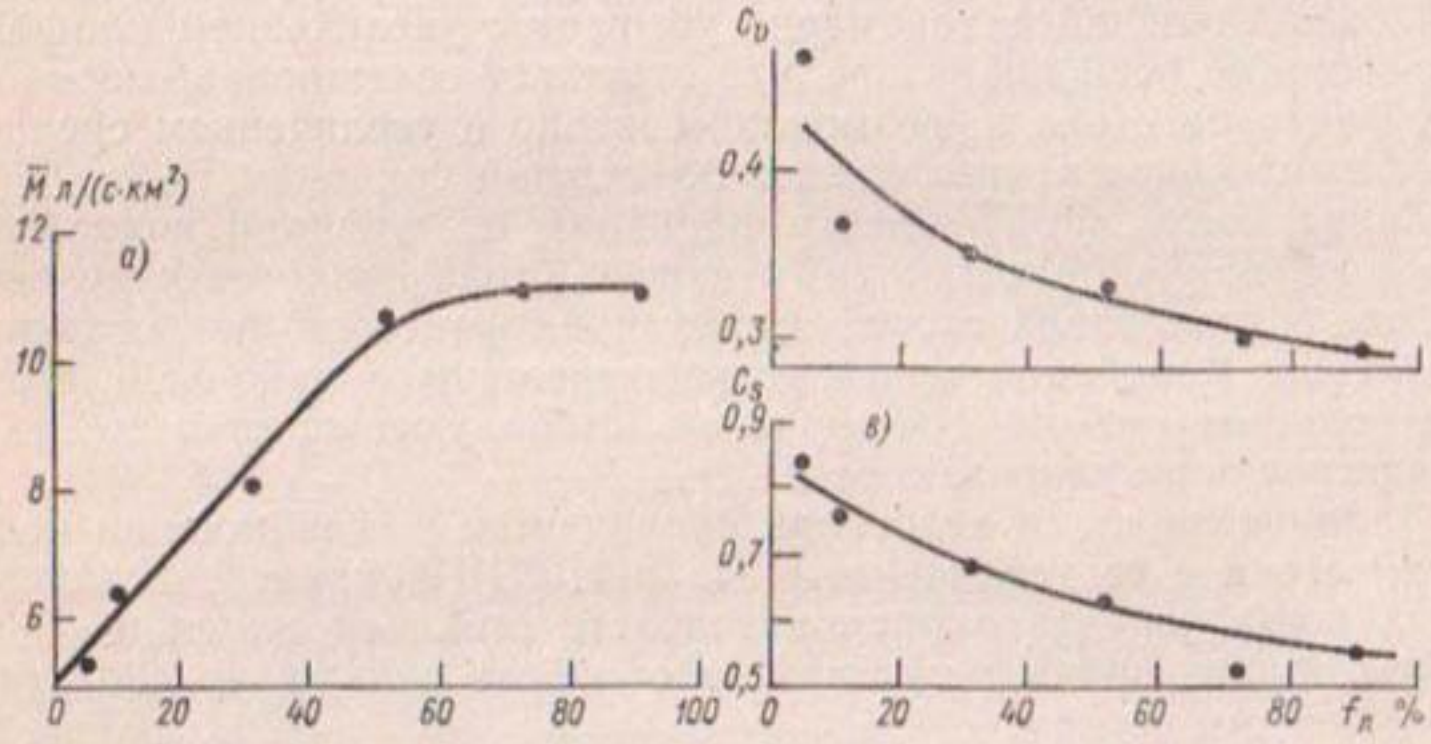


Рис. 2.17. Зависимость среднего многолетнего стока (*а*), коэффициента вариации (*б*) и коэффициента асимметрии (*в*) от залесенности водосбора.

ство постов, по которому оно определяется, в указанной градации составляет всего 101, что в 3—9 раз меньше, чем для других градаций.

Рассмотрим зависимости параметров распределения годового стока от залесенности водосборов на основе обработки данных наблюдений по 3362 постам (табл. 2.21). С увеличением залесенности водосбора увеличивается средний многолетний годовой сток (рис. 2.17 *а*).

В диапазоне залесенности от 0 до 60 % имеет место линейная зависимость нормы стока от залесенности. При увеличении залесенности на 10 % средний годовой сток увеличивается в среднем на 1 л/(с·км²). При залесенности водосбора более 60 % зависимость становится нелинейной и дальнейшее увеличение залесенности в меньшей степени сказывается на изменении среднего годового стока, поскольку при этом аккумулирующая способность водосбора практически полностью исчерпывается.

Условные средние квадратические отклонения нормы годового стока при различной залесенности изменяются от 6 до 8 л/(с·км²).

Таблица 2.21

Условные параметры распределения годового стока при различной залесенности водосборов

Градация $f_л$ %	$\overline{f_л}$	Средний период наблюдений, лет	Число постов	$\overline{M}$	$\sigma_{\overline{M}}$	$C_{s\overline{M}}$	$\overline{C_v}$	$\sigma_{\overline{C_v}}$	$C_{s\overline{C_v}}$	$\overline{C_s}$	$\sigma_{\overline{C_s}}$	$C_{s\overline{C_s}}$
0—10	3,96	21	717	5,34	6,56	2,39	0,48	0,26	1,89	0,94	0,94	1,78
11—20	16,1	23	341	6,42	5,51	2,53	0,38	0,25	4,69	0,92	0,99	2,93
21—40	30,9	24	566	8,10	6,00	2,32	0,34	0,20	5,29	0,84	0,84	1,82
41—60	51,4	23	462	10,7	8,63	1,64	0,32	0,14	2,04	0,65	0,72	1,21
61—80	71,6	22	603	11,1	7,13	1,56	0,30	0,10	1,25	0,59	0,75	2,78
81—100	90,4	21	673	11,1	6,40	1,50	0,29	0,15	2,17	0,59	0,77	1,54
		Всего:	3362									

Для определения условной кривой распределения нормы годового стока при различной залесенности рассчитывают условный коэффициент асимметрии. Положительную асимметрию нормы годового стока можно объяснить влиянием нижнего предела на вид условных эмпирических кривых распределения. При увеличении площади залесенности водосборов увеличивается норма годового стока. А при увеличении нормы годового стока влияние нижнего предела уменьшается, что в свою очередь приводит к уменьшению асимметрии нормы годового стока.

На рис. 2.17 *б* приведена зависимость коэффициента вариации от залесенности водосбора. Условное среднее квадратическое отклонение коэффициента вариации с увеличением залесенности уменьшается. Только для градации залесенности 81—100 % его значение несколько увеличивается. По всей видимости, это связано с некоторым уменьшением длительности наблюдений по сравнению с другими градациями.

Условный коэффициент асимметрии коэффициента вариации для всех градаций залесенности принимает только положительные значения и увеличивается при увеличении залесенности до 40 %; при большей залесенности — уменьшается.

С увеличением залесенности асимметрия годового стока уменьшается, что связано с влиянием нижнего предела годового стока (рис. 2.17 *в*).

Условное среднее квадратическое отклонение коэффициента асимметрии колеблется в диапазоне 0,7—1,0, несколько уменьшаясь с увеличением залесенности, что, возможно, связано с некоторым увеличением длительности наблюдений.

Точность определения условного коэффициента асимметрии коэффициента асимметрии невелика. Этот коэффициент принимает существенно положительные значения и составляет в среднем около двух.

В табл. 2.22 представлены результаты обработки данных по 2361 гидрологическому посту на заболоченных водосборах. На основании этих данных получены зависимости параметров распределения от заболоченности водосборов.

На рис. 2.18 *а* приведена зависимость среднего годового стока от заболоченности водосборов. В интервале заболоченности 0—2 % оказалось наибольшее число постов — 1000. Средняя заболоченность для этой градации составляет примерно 0,5 %. Практически можно считать, что болота на этих водосборах не могут существенно влиять на годовой сток, поэтому при построении зависимости эта точка на графике не принималась во внимание. Уменьшение среднего годового стока при увеличении заболоченности водосборов можно объяснить тем, что с поверхности болот происходит интенсивное испарение.

Условное среднее квадратическое отклонение нормы годового стока с увеличением заболоченности уменьшается. Некоторое его

Таблица 2.22

Условные параметры распределения годового стока для различной заболоченности водосборов

Градация $f_б$ %	$\bar{f}_б$	Средний период наблюдений, лет	Число постов	$\bar{M}$	$\sigma_{\bar{M}}$	$C_{s\bar{M}}$	$\bar{C}_v$	$\sigma_{\bar{C}_v}$	$C_{s\bar{C}_v}$	$\bar{C}_s$	$\sigma_{\bar{C}_s}$	$C_{s\bar{C}_s}$
0—2	0,48	22	1000	7,14	6,60	1,95	0,40	0,24	3,81	0,78	0,88	1,95
3—5	4,32	24	454	8,06	5,68	2,25	0,32	0,13	2,08	0,72	0,77	1,52
6—10	7,97	24	356	8,51	4,67	1,86	0,32	0,14	2,45	0,78	0,82	1,94
11—20	15,4	23	316	8,41	4,31	1,44	0,34	0,17	4,45	0,84	0,94	2,60
21—30	25,5	21	113	7,76	3,88	0,67	0,41	0,34	4,32	0,80	0,94	2,48
31—40	36,2	21	63	6,71	3,96	0,45	0,45	0,29	2,63	0,88	1,08	3,31
41—50	46,8	23	26	6,57	3,57	—0,08	0,43	0,24	1,46	0,82	0,88	2,57
51—100	63,0	16	33	6,23	4,32	1,53	0,44	0,21	0,68	0,65	0,66	1,22
		Всего:	2361									

увеличение в интервале 31—40 % носит случайный характер и связано с недостаточным числом постов и небольшой длительностью наблюдений. Уменьшение значения $\sigma_{\bar{M}}$ можно объяснить тем, что болота оказывают регулирующее влияние на годовой сток.

Условный коэффициент асимметрии уменьшается, оставаясь положительным, за исключением градации заболоченности 41—50 %. В этой градации значение условного коэффициента асимметрии рассчитано с большой случайной ошибкой из-за недостаточного количества постов. На рис. 2.18 *б* представлен график зависимости коэффициента вариации от заболоченности водо-

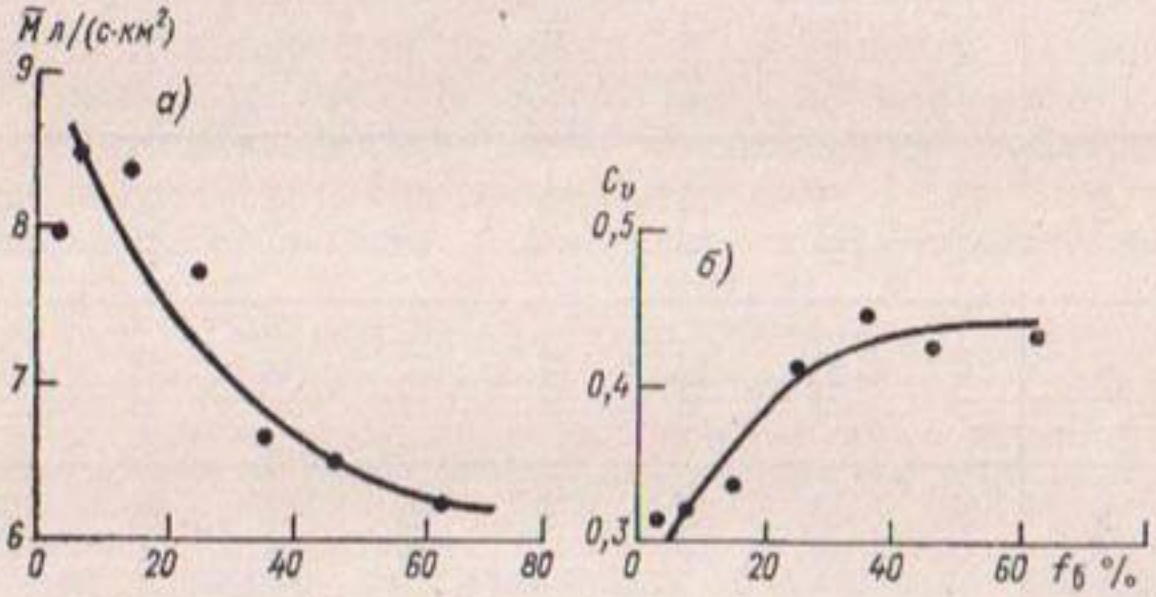


Рис. 2.18. Зависимость среднего многолетнего стока (*а*) и коэффициента вариации (*б*) от заболоченности водосбора.

сборов. Увеличение коэффициентов вариации при увеличении заболоченности водосборов можно объяснить тем, что испарение уменьшает средний годовой сток, а это приводит к увеличению его изменчивости, т. е. увеличивается значение коэффициента вариации. Значение условного коэффициента вариации для градации заболоченности 0—2 % не принимается во внимание, так как заболоченность этой группы водосборов не оказывает влияния на средний годовой сток. Условное среднее квадратическое отклонение в интервале 3—30 % возрастает, а в интервале 31—100 % уменьшается.

Если не принимать во внимание значение условного коэффициента асимметрии, полученное для градации заболоченности 0—2 %, то значение этого параметра в интервале заболоченности 3—20 % возрастает и далее уменьшается, оставаясь при этом существенно положительным. Ход изменения условного коэффициента асимметрии в основном совпадает с изменением условного среднего квадратического отклонения.

В табл. 2.23 представлены результаты обработки данных по 4312 постам. На основании этих данных получены зависимости

Таблица 2.23

Условные параметры распределения годового стока, средней высоты и уклонов водосборов для различной нормы годового стока

Градация $\overline{M}$ л/(с × км²)	$\overline{M}$ л/(с × км²)	Средний период наблюдений, лет	Число постов N	$\overline{C}_v$	$\sigma_{\overline{C}_v}$	$C_s\overline{C}_v$	$\overline{C}_s$	$\sigma_{\overline{C}_s}$	$C_s\overline{C}_s$	N	$\overline{H}$	$\sigma_{\overline{H}}$	$C_{s\overline{H}}$	N	$\overline{I}$	$\sigma_{\overline{I}}$	$C_s I$
0—2	1,14	21	476	0,70	0,32	1,75	1,34	1,05	2,62	407	345	400	3,71	178	55,1	71	3.80
2—4	3,05	24	570	0,41	0,14	0,76	0,81	0,75	2,41	482	407	466	2,61	214	80.7	104	2,31
4—6	5,09	23	662	0,34	0,12	1,39	0,75	0,82	2,24	525	509	640	2,29	287	78,6	111	2,34
6—8	7,01	25	699	0,29	0,13	—	0,70	0,80	1,93	535	539	727	2,27	321	93,1	126	1,71
10—10	9,00	25	573	0,28	0,14	—	0,65	0,81	2,15	482	629	838	1,87	298	119	145	1,28
10—15	12,0	23	644	0,27	0,10	2,96	0,59	0,91	3,33	581	871	949	1,33	333	192	173	0,61
15—40	22,8	22	688	0,24	0,09	1,44	0,54	0,80	2,03	645	1465	1030	0,45	429	331	150	—0,003
Всего:			4312							3557				2060			

коэффициентов вариации и асимметрии от нормы годового стока и нормы годового стока от средней высоты и среднего уклона водосбора.

На рис. 2.19 *а* представлена зависимость коэффициента вариации от нормы годового стока. Условное среднее квадратическое отклонение при уменьшении коэффициента вариации уменьшается. Условный коэффициент для всех градаций годового стока положителен. С увеличением среднего годового стока уменьшается значение коэффициента асимметрии (рис. 2.19 *б*).

Абсолютное значение условного среднего квадратического отклонения коэффициента асимметрии изменяется в диапазоне 0,7—0,9, что соизмеримо с соответствующими значениями коэф-

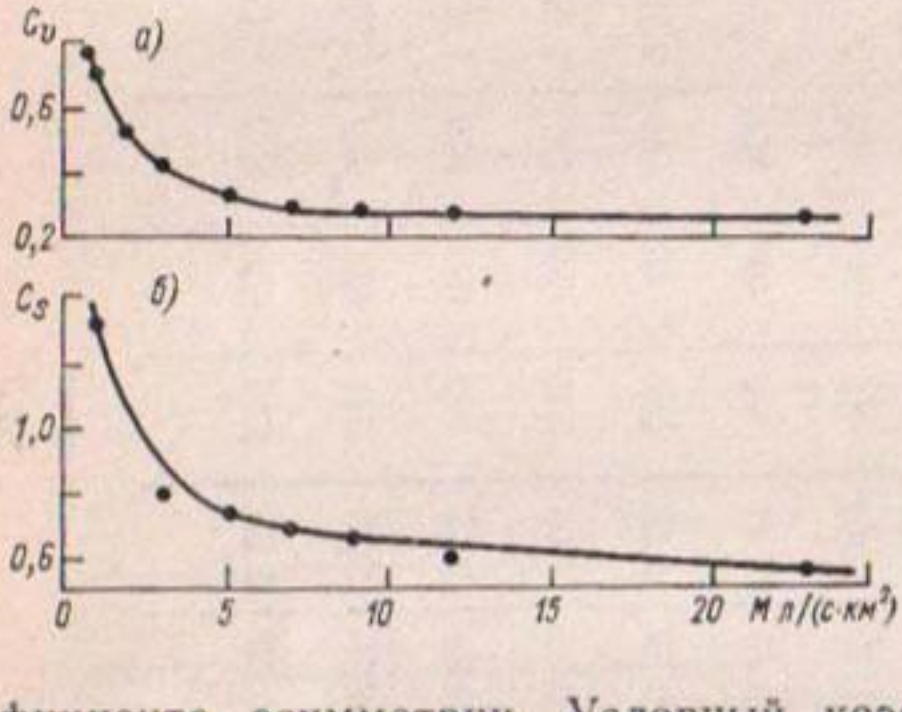


Рис. 2.19. Зависимость коэффициента вариации (*а*) и коэффициента асимметрии (*б*) от среднего многолетнего стока.

фициента асимметрии. Условный коэффициент асимметрии для всех градаций существенно положителен и в среднем равен двум.

При определении зависимости нормы годового стока от средней высоты водосбора обобщены данные по 3557 гидрометрическим створам.

Представленная на рис. 2.20 зависимость среднего годового стока от средней высоты водосбора имеет линейный характер. Увеличение среднего годового стока на каждые 100 м высоты в среднем составляет 2 л/(с·км²), что связано с увеличением количества осадков с повышением местности.

Значения условных средних квадратических отклонений для всех градаций превышают соответствующие значения осредненных по градациям средних высот водосборов. При увеличении среднего годового стока значения условных средних квадратических отклонений увеличиваются.

Условный коэффициент асимметрии средней высоты водосбора положителен для всех градаций. При увеличении среднего годового стока и высоты водосбора он уменьшается.

При увеличении среднего уклона водосбора средний годовой сток увеличивается. При определении этой зависимости были обобщены данные по 2060 гидрометрическим створам

(рис. 2.20 *б*). Как правило, с увеличением средней высоты водосбора увеличивается и средний уклон. Поэтому одной из причин увеличения стока при увеличении среднего уклона может служить то же объяснение, что и для зависимости $\overline{M}=f(\overline{H})$. Кроме того, на водосборах с большими средними уклонами осадки не успевают просочиться в почву или испариться и большая их часть стекает в русло, что и приводит в конечном счете к увеличению среднего годового стока.

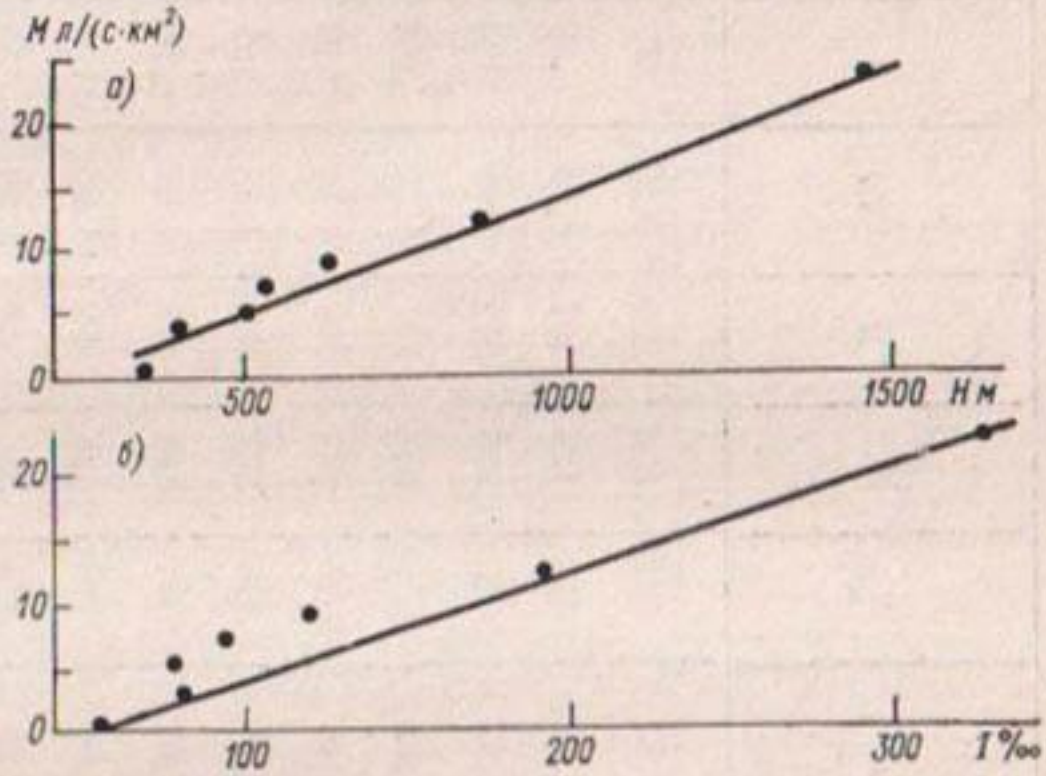


Рис. 2.20. Зависимость среднего многолетнего стока от средней высоты (*а*) и от среднего уклона (*б*) водосбора.

Условные средние квадратические отклонения увеличиваются с увеличением среднего годового стока и среднего уклона. До нормы годового стока 10 л/(с·км²) значения условных средних квадратических отклонений превышают соответствующие значения среднего уклона для каждой градации.

Условный коэффициент асимметрии уклонов водосборов с увеличением среднего годового стока и среднего уклона уменьшается. Для градации нормы годового стока 15—40 л/(с·км²) он принимает отрицательное значение, но по абсолютному значению оно не велико. Значение условного коэффициента асимметрии, учитывая, что случайные погрешности определения велики, можно принять равным нулю.

На основании данных, приведенных в табл. 2.24, получены зависимости коэффициента асимметрии от коэффициента вариации и коэффициента вариации от средней высоты и среднего уклона водосбора.

Коэффициент вариации изменяется от 0,01 до 1,5 (табл. 2.24). При решении вопроса о том, к какой градации отнести то или

Таблица 2.24

Условные распределения коэффициентов асимметрии, средних высот и уклонов водосбора для различных значений коэффициента вариации

Градация C_v	$\overline{C}_v$	Средний период наблюдений, лет	Число постов N	$\overline{C}_s$	$\sigma_{\overline{C}_s}$	$C_{s\overline{C}_s}$	N	$\overline{H}$	$\sigma_{\overline{H}}$	$C_{s\overline{H}}$	N	$\overline{I}$	$\sigma_{\overline{I}}$	$C_{s\overline{I}}$
0,00—0,15	0,13	23	196	0,29	0,58	0,81	142	1556	1239	0,23	77	314	199	—0,24
0,15—0,20	0,18	24	529	0,43	0,77	2,65	412	1129	1107	0,91	189	240	190	0,24
0,20—0,25	0,23	24	749	0,48	0,72	1,97	620	935	973	1,21	320	207	172	0,56
0,25—0,30	0,28	25	734	0,59	0,63	1,32	639	646	791	1,77	358	147	166	1,21
0,30—0,35	0,32	24	607	0,72	0,71	1,46	525	587	708	1,76	316	129	155	1,16
0,35—0,40	0,34	23	449	0,86	0,81	2,24	396	567	683	1,85	263	126	150	1,24
0,40—0,50	0,44	22	451	0,99	0,92	3,03	394	583	677	1,97	266	139	151	1,14
0,50—0,60	0,55	21	218	1,09	0,82	2,03	190	466	492	1,96	107	100	108	1,35
0,60—1,50	0,81	22	369	1,59	1,03	2,23	328	330	344	2,99	156	61,6	80	2,71
Всего:			4302				3646				2052			

иное значение коэффициента вариации, было принято такое правило. Если значение коэффициента вариации совпадает со значением верхней градации, то оно учитывается в этой градации. Если значение коэффициента вариации совпадает со значением нижней границы градации, то оно учитывается в предыдущей градации. На рис. 2.21 представлена зависимость коэффициентов асимметрии от коэффициентов вариации, которая описывается уравнением $C_s = 2C_v$. Подобная зависимость ранее была получена разными авторами. Условное среднее квадратическое отклонение в интервале значений коэффициента вариации от 0,01 до 0,30 больше соответствующих значений коэффициента асимметрии, а в интервале 0,30—1,50 — меньше. В общем имеется тенденция к увеличению условных средних квадратических отклонений коэффициентов асимметрии с увеличением коэффициентов вариации. Колебания условного среднего квадратического отклонения вызваны случайными ошибками.

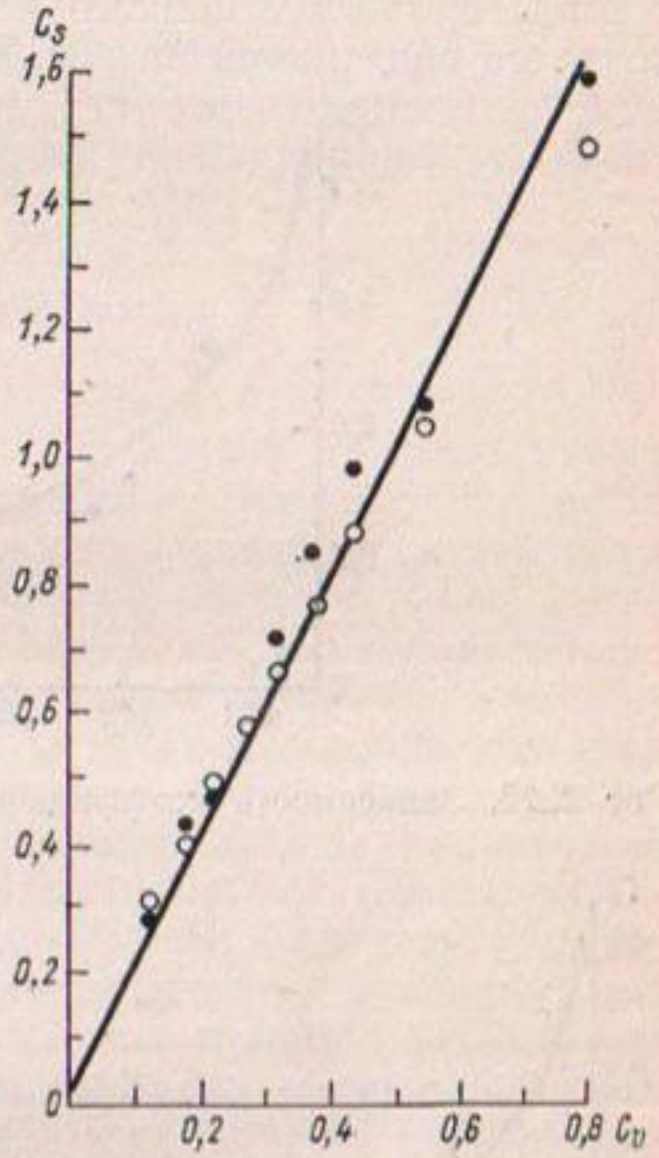


Рис. 2.21. Зависимость коэффициента асимметрии от коэффициента вариации.

Условные коэффициенты асимметрии коэффициентов асимметрии принимают существенно положительные значения. Колебания асимметрии вызваны случайными ошибками.

На рис. 2.22 представлена зависимость коэффициента вариации от средней высоты водосбора, отражающая обобщение данных по 3646 гидрометрическим створам. При увеличении средней высоты водосбора увеличивается средний годовой сток. Известно, что при увеличении нормы годового стока уменьшается его изменчивость. Этим можно объяснить уменьшение коэффициента вариации при увеличении средней высоты водосбора.

Условные средние квадратические отклонения уменьшаются с увеличением коэффициента вариации и уменьшением средней высоты водосбора. В интервале значений коэффициента вариации от 0,01 до 0,20 значение условного среднего квадратического отклонения меньше, чем осредненные значения высоты, а в интервале от 0,20 до 1,50 значение условного среднего квадратического отклонения больше средней высоты для каждой градации.

Условные коэффициенты асимметрии положительны и при увеличении коэффициента вариации и уменьшении средней высоты водосбора увеличиваются. При увеличении среднего уклона уменьшается изменчивость среднего годового стока. Это связано с тем, что при увеличении средней высоты водосбора увеличивается средний уклон и средний годовой сток. А при увеличении нормы годового стока его изменчивость уменьшается. Этим объясняется вид кривой на рис. 2.23.

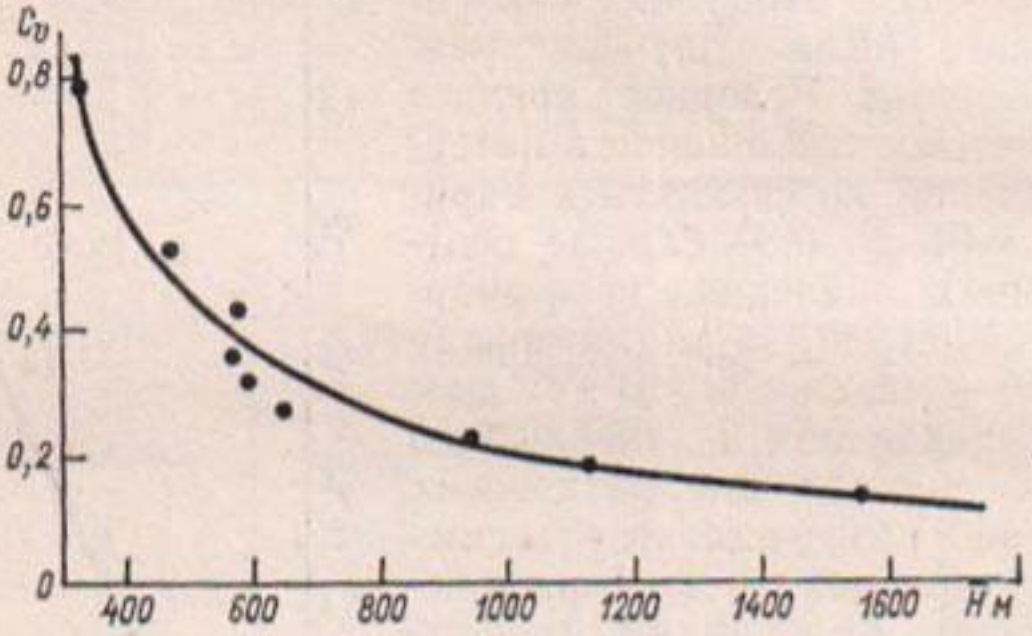


Рис. 2.22. Зависимость коэффициента вариации от средней высоты водосбора.

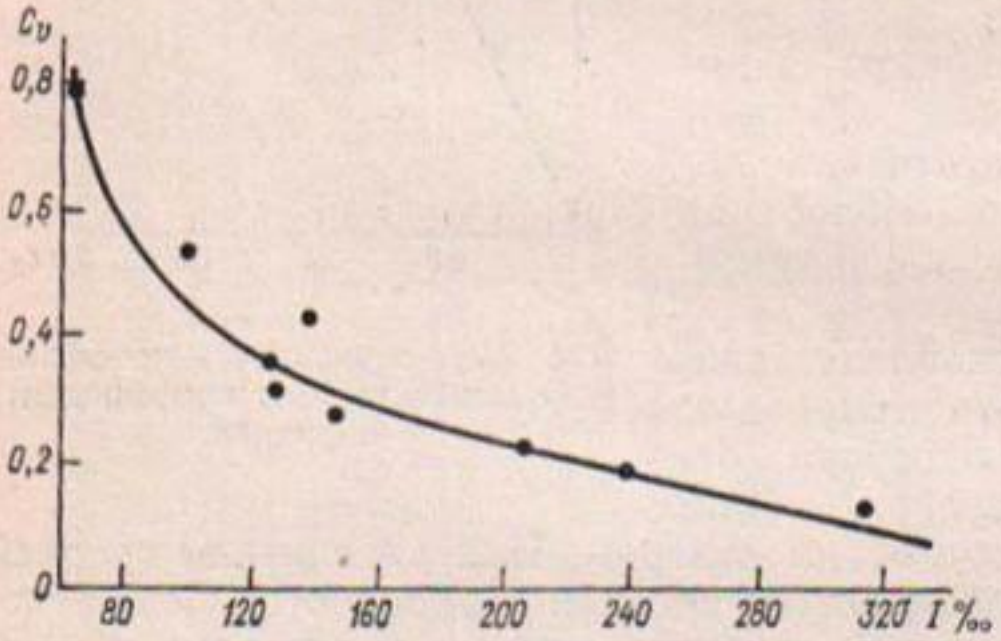


Рис. 2.23. Зависимость коэффициента вариации от среднего уклона водосбора.

Условное среднее квадратическое отклонение с уменьшением среднего уклона увеличивается. В интервале значений коэффициента вариации 0,01—0,25 его значение меньше, чем средний уклон, осредненный по градациям, входящим в указанный интервал. В интервале значений коэффициента вариации от 0,25 до 1,50 значение среднего квадратического отклонения превышает соответствующее значение среднего уклона.

Условный коэффициент асимметрии увеличивается при уменьшении среднего уклона. Для интервала значений коэффициента вариации 0,01—0,15 условный коэффициент асимметрии принимает отрицательное значение. Это связано с большими случайными ошибками определения условного коэффициента асимметрии, так как количество данных, использованных для его определения, мало. Увеличение значений условного коэффициента асимметрии связано с увеличением кривизны кривой распределения средних уклонов, т. е. проявляется влияние нижнего предела.

2.9. ОЦЕНКА ПРОСТРАНСТВЕННО-ВРЕМЕННЫХ КОРРЕЛЯЦИОННЫХ ФУНКЦИЙ

Исследование пространственной структуры речного стока имеет определенное научное и практическое значение при решении ряда задач, связанных с исследованием синхронности и асинхронности, с оценкой пространственной интерполяции стока. Практическое решение этой задачи опирается на использование пространственных корреляционных функций любого элемента гидрологического режима с оценкой ее статистической однородности. 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 [90]. Им использованы данные о годовом стоке крупных и средних рек Советского Союза, расположенных на расстояниях до 9000 км. Полученные Сомовым данные позволили ему оценить синхронность и асинхронность стока крупных рек, которые учитывались при разработке схемы единой энергетической системы.

Впоследствии Г. П. Калининым [46] получены пространственные корреляционные функции 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 r с увеличением расстояния l убывают. В диапазоне расстояний 0—2500 км преобладает положительная корреляция между стоком рассматриваемых рек: при дальнейшем увеличении расстояния отмечается в среднем слабоотрицательная корреляция, которая при $l \approx 9000$ км — около нуля.

В настоящей работе при расчете и построении пространственной корреляционной функции использованы данные наблюдений за годовым стоком крупных и средних рек Советского Союза на 75 гидрологических постах, расположенных на максимальном расстоянии друг от друга 8000 км, с периодом наблюдений 40 лет и более (рис. 2.24). Полученные данные подтверждают вывод предыдущих исследователей, что коэффициенты парной

корреляции r с увеличением расстояния l убывают. При $l \approx$ $\approx 7500 \div 8000$ км значения r приближаются к нулю. 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 пространственной корреляционной функции, когда отклонения парных коэффициентов корреляции от осредненной зависимости $r=f(l)$ объясняются случайными флуктуациями выборочных коэффициентов корреляции. В случае же неоднородности функции $r(l)$ осреднение ее может привести к искажению истинной природной зависимости $r=f(l)$. Оценка однородности пространственной корреляционной функции особенно важна, если предусматривается использовать ее при дальнейших статистических расчетах, например при оценке точности пространственной интерполяции и рационализации сети.

Впервые оценка статистической однородности пространственной корреляционной функции на примере годового стока в 11 створах, расположенных в верхней части бассейна Дона, предпринята Г. А. Алексеевым [2] и в дальнейшем в работе авторов [61].

В настоящей работе оценке однородности пространственных корреляционных функций уделяется особое внимание.

Приведем краткую характеристику используемого при расчете пространственных корреляционных функций (ПКФ) исходного материала. При расчете ПКФ и оценке их однородности использовались многолетние данные наблюдений в однородных гидрологических районах. Под однородностью района имеются в виду одинаковые условия формирования стока.

Анализ исходной информации показал, что 85 % всех постов наблюдения за стоком рек имеют площади водосбора менее 10 000 км², а по продолжительности — 92 % постов имеют наблюдения за стоком до 40 лет.

При расчете ПКФ принимались лишь те посты, продолжительность наблюдений в которых составляла не менее 10 лет. Коэффициенты парной корреляции, подсчитанные по числу совместных лет наблюдений менее шести, в дальнейших расчетах не использовались. При подборе постов использовались преимущественно реки с площадями водосборов до 50 000 км², сток которых формируется в приблизительно однородных климатических и физико-географических условиях.

Для характеристики точности ПКФ по каждому району рассчитывалось среднее число совместных лет наблюдений. Полоса рассеивания выборочных коэффициентов парной корреляции увеличивается с уменьшением среднего числа совместных лет наблюдений. Пространственные корреляционные функции $r(l)$, как правило, имеют нелинейный вид. Вероятнее всего, линейный характер ПКФ может быть объяснен ограниченными данными наблюдений.

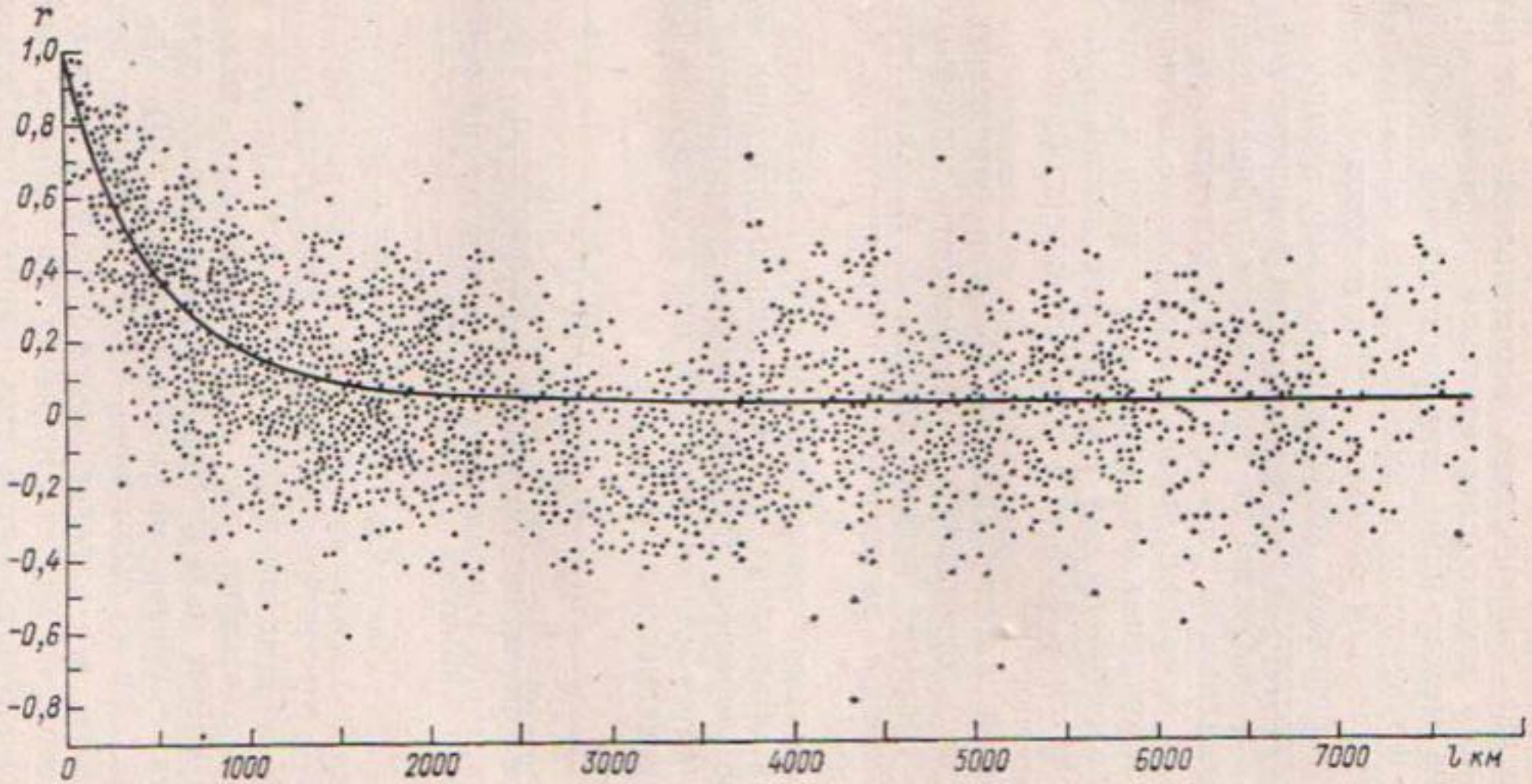


Рис. 2.24. Пространственная корреляционная функция годового стока рек Советского Союза.

В табл. 2.25 представлены результаты анализа статистической однородности пространственно-временных корреляционных функций.

Сопоставление эмпирических вероятностей с теоретическими для нормального закона распределения указывает на некоторое несоответствие между ними. Это расхождение можно объяснить случайными флуктуациями эмпирических вероятностей, связанными с ограниченным объемом (хотя и довольно большим) совокупностей выборочных коэффициентов корреляции.

95 %-ные доверительные пределы для эмпирической вероятности (табл. 2.25) получены по номограмме, приведенной в работе [93] для биномиального распределения. Заметим, что при достаточно большом n биномиальное распределение стремится к нормальному. Расхождение между эмпирическими и теоретическими значениями вероятности для нормального закона в большинстве случаев находится в 95 %-ной доверительной области для эмпирической вероятности.

В настоящей работе сделана попытка определить среднюю квадратическую суммарную погрешность исходных данных (табл. 2.25) согласно рекомендациям Г. А. Алексеева [3] с помощью сглаженной эмпирической корреляционной функции по значению r при $l=0$.

В связи с тем, что экстраполяция $r=f(l)$ до нулевого расстояния не всегда объективна, так как именно интервал малых расстояний мало освещен данными, мера погрешностей исходных данных получается или завышенной, или заниженной [3]. Эта погрешность определяется по формуле

$$\eta_{\Delta x} = \sigma_{\Delta x}\sqrt{1-\bar{r}(0)}/\sigma_x.$$

Относительное значение средней квадратической погрешности в долях от среднего многолетнего определяется по формуле

$$\varepsilon_{\Delta x} = \sigma_{\Delta x}/\bar{x} = C_v\sqrt{1-\tilde{r}(0)}\ .$$

В табл. 2.25 относительные средние квадратические погрешности исходных данных приведены в долях от среднего многолетнего. Анализ показывает, что эти погрешности носят условный характер. На самом деле коэффициенты вариации, как правило, увеличиваются с севера на юг, а величина $r(0)$, как правило, уменьшается к югу по территории СССР. В связи с этим можно прийти к выводу, что и погрешности исходных данных увеличиваются с севера на юг, что не имеет логического обоснования. Действительно, точность исходных данных определяется качеством гидрометрических работ, а не естественной изменчивостью многолетних колебаний стока. Поэтому эти оценки не могут быть использованы в практических расчетах.

Рассмотрим и проанализируем изменение пространственных корреляционных функций и их однородность по территории.

Для оценки пространственно-временно́й корреляционной функции бассейна рек Кольского полуострова использовано 28 гидрометрических створов со средним совместным периодом наблюдений 24 года (рис. 2.25). В исследуемом районе площади водосборов составляют не более 20 000 км², что связано с физико-географическим положением данного района. Из табл. 2.25 следует, что ПКФ неоднородна.

Дополнительный анализ исходных данных позволил выделить четыре реки в рассматриваемом районе, имеющие особые условия формирования стока: р. Териберка — п. Териберка, р. Иоханьга — ст. Иоханьга, р. Сосновка — с. Сосновка и р. Колвица — с. Колвица. Парные коэффициенты корреляции между годовым стоком этих рек с годовым стоком остальных рек группируются в нижней части графика $r=f(l)$. Из дальнейших расчетов данные по этим рекам исключены. Тем не менее однородность ПКФ для этого района практически не увеличилась.

При расчете ПКФ и оценке их однородности для Северо-Запада ЕТС и Карелии использовались данные постов, наблюдения за стоком в которых составляли 6 лет и более. Среднее число совместных лет наблюдений по району равно 16 лет, 93,5 % всех постов имеют площадь водосбора менее 10 тыс. км².

Для расчета и анализа однородности ПКФ рек Северо-Запада ЕТС и Карелии выбрано 35 постов, по которым построена объединенная ПКФ (рис. 2.26). Объединенная ПКФ однородна только в интервале $\pm\sigma$, поэтому указанный район разбит на пять подрайонов, для каждого из которых рассчитана ПКФ:

1) бассейн р. Волхова (левобережье), бассейн рек Луги, Нарвы, Чудского озера и оз. Ильмень (рис. 2.27 *а*),

2) бассейн р. Волхова (правобережье), бассейн рек Сяси, Паши, Ояти (рис. 2.27 *б*),

3) бассейн рек Ловать, Полы, Великой и оз. Ильмень (рис. 2.27 *в*),

4) бассейн Белого моря (рис. 2.27 *д*),

5) бассейны рек между Финским заливом и Ладожским озером, Ладожским и Онежским озером и бассейн р. Свири (рис. 2.27 *г*). Оценка однородности ПКФ с использованием *z*-преобразования Фишера приведена в табл. 2.25.

Сопоставляя полученные эмпирические вероятности с теоретическими для нормального распределения, можно установить однородность пространственных корреляционных функций для трех районов, для двух районов эти функции неоднородны.

Неоднородность ПКФ левобережья рек Волхова, Луги, Нарвы можно объяснить тем, что в этом районе встречаются карстовые воронки.

Таблица 2.25

Координаты зависимости $r = f(l)$ и оценка статистической однородности $r = f(l)$

Район	r (0)	Расстояние, км									Число лет совместных наблюдений $n_{совм}$
		100	200	300	400	500	600	700	800	900	
Кольский п-ов	0,96	0,82	0,70	0,64	0,61	0,59					24
Карелия и Северо-Запад ЕТС (общая ПКФ)	0,98	0,82	0,73	0,65	0,60	0,56	0,51	0,48	0,45	0,40	28
Бассейны рек Волхова (левобережье), Луги, Нарвы и озер Чудского и Ильмень	0,96	0,81	0,75								17
Бассейн рек Волхова (правобережье), Паши, Сяси и Ояти	0,98	0,84	0,76	0,70							15
Бассейн рек Ловати, Полы, Великой и оз. Ильмень	0,98	0,85	0,81	0,79							16
Бассейн Белого моря	0,98	0,84	0,74	0,67	0,59						14
Бассейны реки Свирь, рек между Финским заливом, Ладожским и Онежским озерами	0,93	0,83	0,76	0,71							17

Северный Край, бассейн р. Печоры	0,96	0,71	0,59	0,51	0,47	0,44	0,44				20
Северный Край, бассейн р. Усы	0,95	0,81	0,67	0,53	0,39						16
Северный Край, бассейн р. Онеги	0,95	0,81	0,69	0,59	0,50	0,43	0,36	0,32	0,27	0,23	23
Бассейн рек Прибалтики (общая ПКФ)	0,94	0,75	0,57	0,46	0,43	0,41	0,37				41
Эстония	0,99	0,78	0,38	0,50							47
Латвия	0,98	0,82	0,72	0,65	0,59	0,54					45
Литва, Калининградская обл.	0,96	0,76	0,59	0,47	0,38	0,29	0,20	0,12			42
Бассейн р. Днепра (общая ПКФ)	0,92	0,71	0,56	0,43	0,32	0,23	0,17	0,11	0,08	0,04	18
Бассейн р. Десны	0,96	0,65	0,41	0,23	0,10						17
Бассейн р. Припяти	0,96	0,73	0,56	0,43							17
Бассейн р. Днепра (включая реки Сож и Березину)	0,95	0,85	0,75	0,65	0,55						20

Продолжение табл. 2.25

Район	Число случаев попадания в интервал σ	Эмпирическая вероятность, %	95 %-ные доверительные границы		Число случаев попадания в интервал 2σ	Эмпирическая вероятность, %	95 %-ные доверительные границы		Число случаев попадания в интервал 3σ	Эмпирическая вероятность, %	Общее число парных коэффициентов корреляции	ε %
			нижняя	верхняя			нижняя	верхняя				
Кольский п-ов	182	65,9	58	72	255	92,4	88	94	276	100	276	6,0—2,0
Карелия и Северо-Запад ЕТС (общая ПКФ)	409	69,8	65	72	549	93,7	90	95	578	98,6	586	8,6—1,7
Бассейны рек Волхова (левобережье), Луги, Нарвы и озер Чудского и Ильмень	194	48,0	42	60	348	86,1	81	89	394	97,5	404	7,4—5,6
Бассейн рек Волхова (правобережье), Паши, Сяси и Ояти	413	70,8	66	75	549	94,2	90	96	572	98,1	583	3,7—3,1
Бассейн рек Ловати, Полы, Великой и оз. Ильмень	561	74,7	71	78	713	94,9	93	97	746	99,3	751	4,8—3,3
Бассейн Белого моря	137	81,1	73	88	164	97,0	88	97	168	99,4	169	8,6—1,7
Бассейны реки Свирь, рек между Финским заливом, Ладожским и Онежским озерами	190	56,7	48	63	312	89,4	85	92	346	99,1	349	6,3—4,8

Северный Край, бассейн р. Печоры	136	59,6	51	68	199	87,3	81	91	223	97,8	228	4,4—2,2
Северный Край, бассейн р. Усы	13	59,0	29	84	19	86,4	63	97	21	95,4	22	4,9—3,1
Северный Край, бассейн р. Онеги	640	69,6	66	73	861	94,6	91	96	898	98,8	908	6,5—5,4
Бассейн рек Прибалтики (общая ПКФ)	378	38,2	34	44	708	71,5	66	73	889	89,8	990	12,5—2,5
Эстония	36	36,0	21	54	72	79,0	67	83	84	92,0	91	4,4—1,7
Латвия	95	58,6	52	69	142	87,6	80	92	158	97,5	162	7,2—2,1
Литва, Калининградская обл.	296	52,0	46	52	490	85,0	82	88	557	97,0	574	9,0—2,2
Бассейн р. Днепра (общая ПКФ)	721	66,1	62	70	1032	94,6	93	96	1078	98,8	1091	25,2—5,1
Бассейн р. Десны	388	67,6	62	72	531	92,5	88	94	573	99,8	574	17,8—3,6
Бассейн р. Припяти	463	64,7	60	69	644	90,1	87	92	709	99,2	715	17,8—3,2
Бассейн р. Днепра (включая реки Сож и Березину)	761	76,8	74	80	956	96,5	95	98	985	99,4	991	12,7—3,6

Продолжение табл. 2.25

Район	$\bar{r}$ (0)	Расстояние, км									Число лет совместных наблюдений $n_{совм}$
		100	200	300	400	500	600	700	800	900	
Бассейн Нижнего Днепра (правобережье)	0,96	0,72	0,53	0,39	0,28						14
Бассейн Нижнего Днепра (левобережье)	0,96	0,69	0,48	0,32							14
Донской район	0,98	0,82	0,68	0,55	0,44	0,35	0,26	0,17	0,08		21
Бассейны рек низменностей Северного Кавказа	0,76	0,52	0,28	0,04							27
Верхне-Волжский район (общая)	0,93	0,76	0,63	0,54	0,46	0,40	0,35	0,31	0,28	0,24	25
Левобережье бассейна Верхней Волги	0,96	0,84	0,75	0,66	0,59	0,52	0,47	0,40	0,35	0,29	27
Правобережье бассейна Верхней Волги	0,99	0,83	0,68	0,63	0,53	0,46	0,42	0,39	0,37	0,36	30

Средний Урал, Приуралье, бассейн р. Камы	0,94	0,81	0,69	0,58	0,48	0,39	0,32	0,25	0,18		33
Средний Урал, Приуралье, бассейн р. Тобола	0,94	0,79	0,67	0,58	0,51	0,45	0,40	0,35			18
Нижнее Поволжье	0,93	0,75	0,60	0,49	0,40	0,32	0,24	0,15			21
Реки Урало-Эмбинского района	0,96	0,78	0,67	0,60	0,55	0,54	0,53				21
Бассейн рек низменностей Центрального и Южного Казахстана	0,96	0,77	0,63	0,52	0,44	0,39	0,34	0,31			16
Бассейны рек Алтая, Западной Сибири и Северного Казахстана	0,98	0,80	0,69	0,62	0,56	0,52	0,50	0,48	0,46		15
Равнинная территория Ангаро-Енисейского района	0,79	0,65	0,57	0,50	0,44	0,39	0,33	0,29	0,26	0,22	15
Бассейн рек Приморья	0,99	0,77	0,58	0,46	0,38						21

Продолжение табл. 2.25

Район	Число случаев попадания в интервал σ	Эмпирическая вероятность, %	95 %-ные доверительные границы		Число случаев попадания в интервал 2σ	Эмпирическая вероятность, %	95 %-ные доверительные границы		Число случаев попадания в интервал 3σ	Эмпирическая вероятность, %	Общее число парных коэффициентов корреляции	e %
			нижняя	верхняя			нижняя	верхняя				
Бассейн Нижнего Днепра (правобережье)	201	65,9	59	72	286	93,8	90	96	303	99,3	305	17,8—3,2
Бассейн Нижнего Днепра (левобережье)	327	60,0	66	54	499	91,6	88	94	538	98,7	545	16,0—6,6
Донской район	503	67,0	63	72	662	89,0	86	91	721	96,0	747	13,9—2,7
Бассейны рек низменностей Северного Кавказа	58	55,2	41	68	97	89,5	82	94	105	98,1	107	71,0—4,9
Верхне-Волжский район (общая)	1084	59,4	56	62	1655	90,6	89	92	1788	97,9	1826	11,1—4,0
Левобережье бассейна Верхней Волги	279	69,5	64	74	378	94,3	92	96	398	99,2	401	8,4—3,0
Правобережье бассейна Верхней Волги	750	61,7	58	65	1088	89,5	88	91	1190	97,9	1216	4,2—1,5

Средний Урал, Приуралье, бассейн р. Камы	76	57,0	51	64	570	87,0	83	89	632	96,0	658	11,7—3,9
Средний Урал, Приуралье, бассейн р. Тобола	514	56,5	52	61	803	88,5	84	91	880	97,1	906	23,8—4,6
Нижнее Поволжье	734	68,5	64	72	1008	94,0	92	95	1061	99,0	1072	22,5—4,0
Реки Урало-Эмбинского района	48	61,5	46	75	65	83,3	72	91	75	96,2	78	19,2—12,2
Бассейн рек низменностей Центрального и Южного Казахстана	50	48,5	35	64	92	89,3	81	94	101	98,6	103	24,4—10.2
Бассейны рек Алтая, Западной Сибири и Северного Казахстана	637	58,0	54	62	964	86,4	84	87	1056	94,8	112	13,7—2,3
Равнинная территория Ангаро-Енисейского района	166	56,3	47	64	263	89,3	83	92	290	98,1	295	27,5—2,8
Бассейн рек Приморья	395	63,2	40	85	574	91,8	89	99	610	97,6	625	6,9—1,8

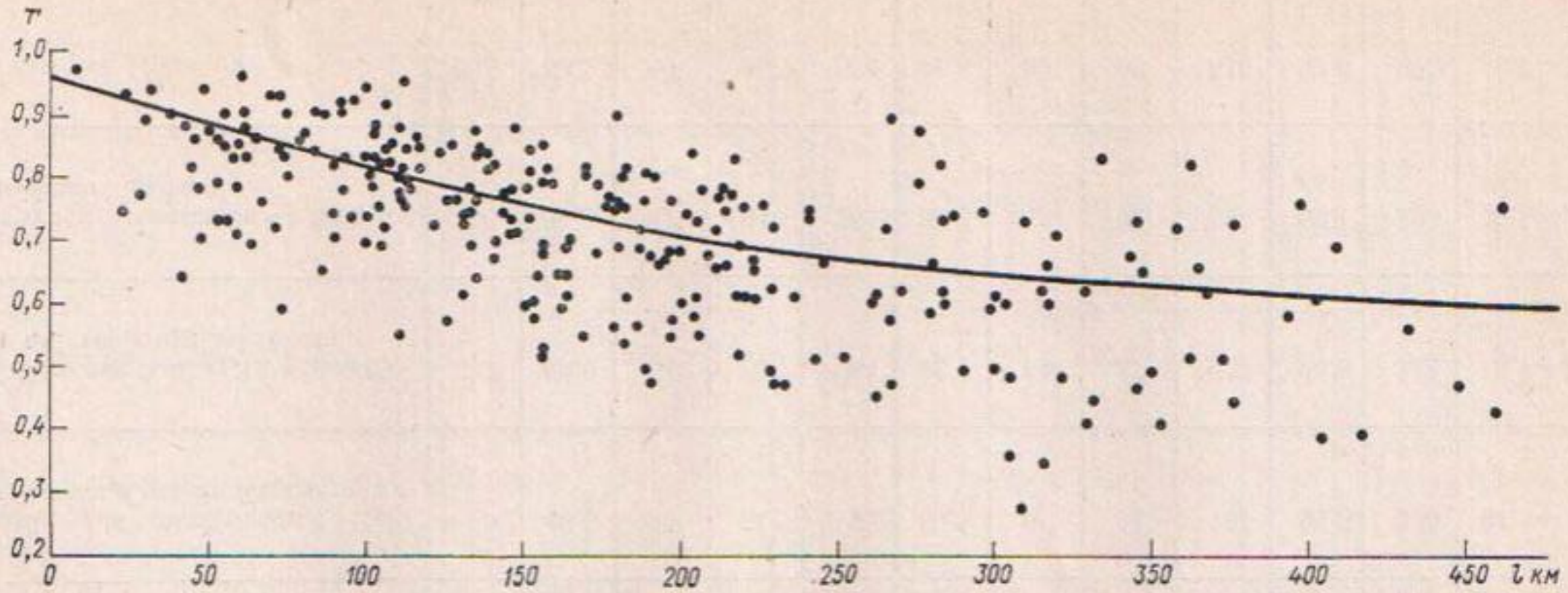


Рис. 2.25. Пространственная корреляционная функция годового стока рек Кольского п-ова.

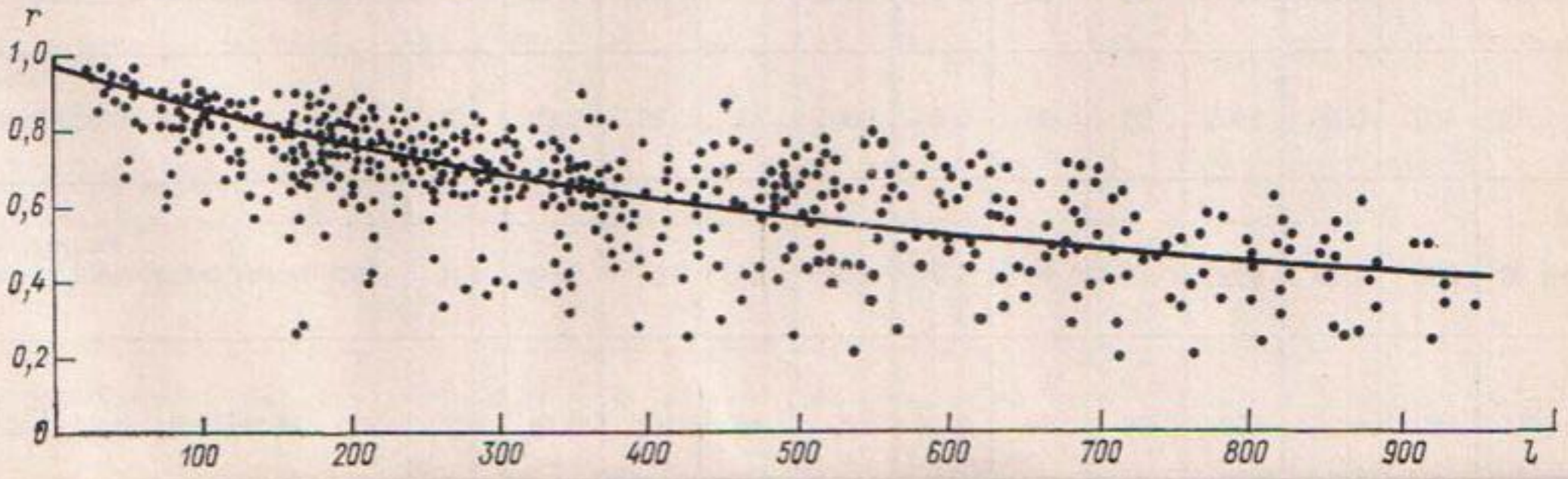


Рис. 2.26. Пространственная корреляционная функция годового стока рек Северо-Запада ЕТС и Карелии.

Для Северного Края рассчитаны и построены пространственные корреляционные функции годового стока рек бассейнов Печоры и Онеги. Среднее число совместных лет наблюдений в бассейне р. Печоры составляет 20 лет, в бассейне р. Онеги 23 года.

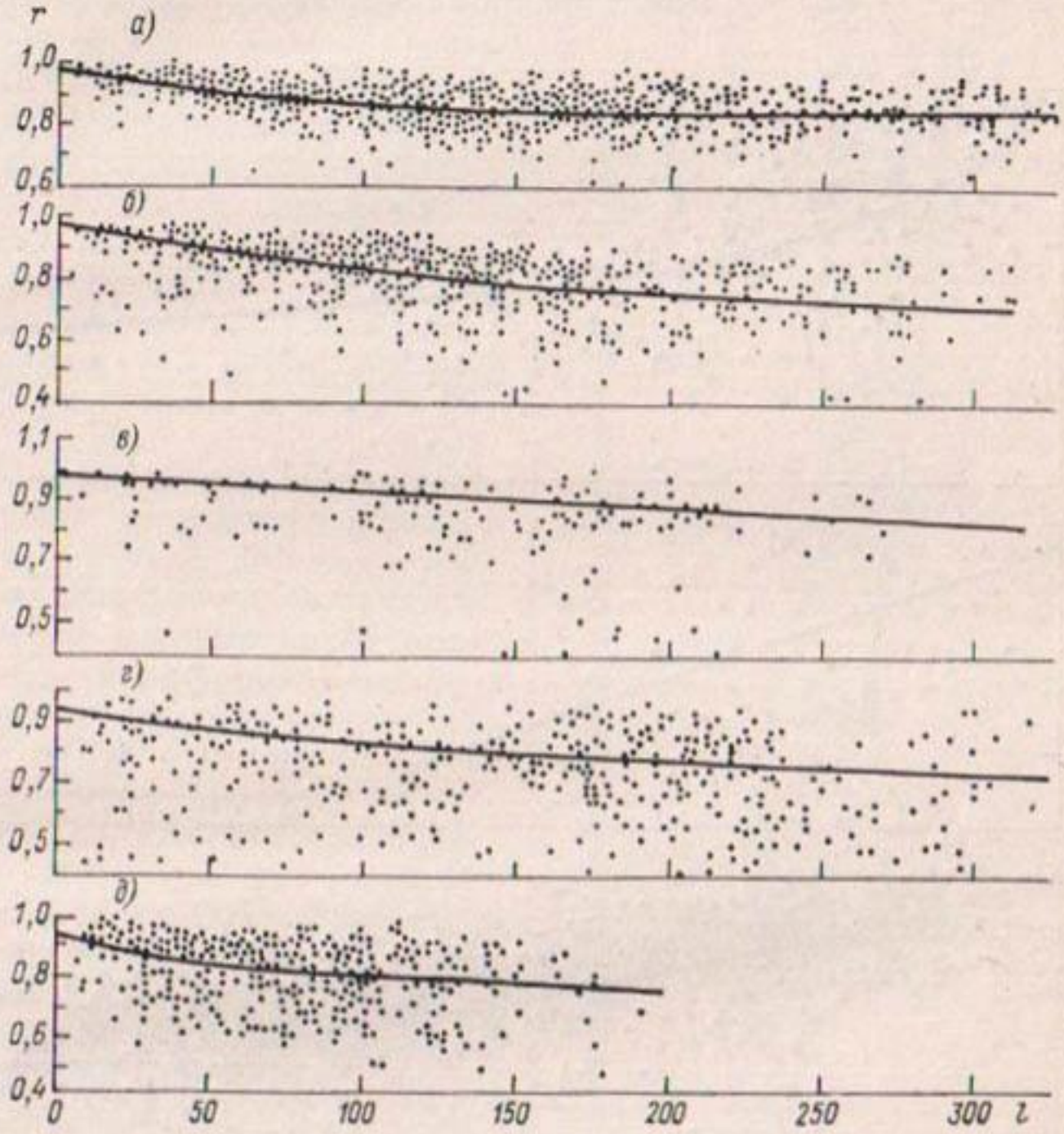


Рис. 2.27. Пространственная корреляционная функция годового стока рек бассейна Волхова (левобережье), бассейна р. Луги, р. Нарвы, озер Чудского и Ильмень (*а*), бассейна Волхова (правобережье) и бассейна рек Сясь, Паши, Оять (*б*), бассейна рек Ловать, Полы, Великой и оз. Ильмень (*в*), бассейнов рек между Финским заливом и Ладожским озером, Ладожским и Онежским озером и бассейна р. Свири (*г*) и рек Северо-Запада ЕТС, впадающих в Белое море (*д*).

При построении ПКФ годового стока бассейна Печоры (рис. 2.28 *а*) было принято 33 поста с площадями от 132 до 35 600 км². ПКФ рек этого бассейна однородна в интервале $\pm\sigma$ с вероятностью 52,4 %, в интервале $\pm 2\sigma$ — 84,6 %, в интервале $\pm 3\sigma$—97,9 %. После исключения из расчета ПКФ постов, распо-

ложенных в предгорных районах (бассейн р. Усы), эмпирическая однородность ПКФ в интервале $\pm\sigma$ равна 59,6 %, в интервале $\pm 2\sigma$—87,3 %, в интервале $\pm 3\sigma$—97,8 %.

ПКФ для бассейна р. Печоры простирается, не пересекая оси расстояний, до 625 км, значения парных коэффициентов корреля-

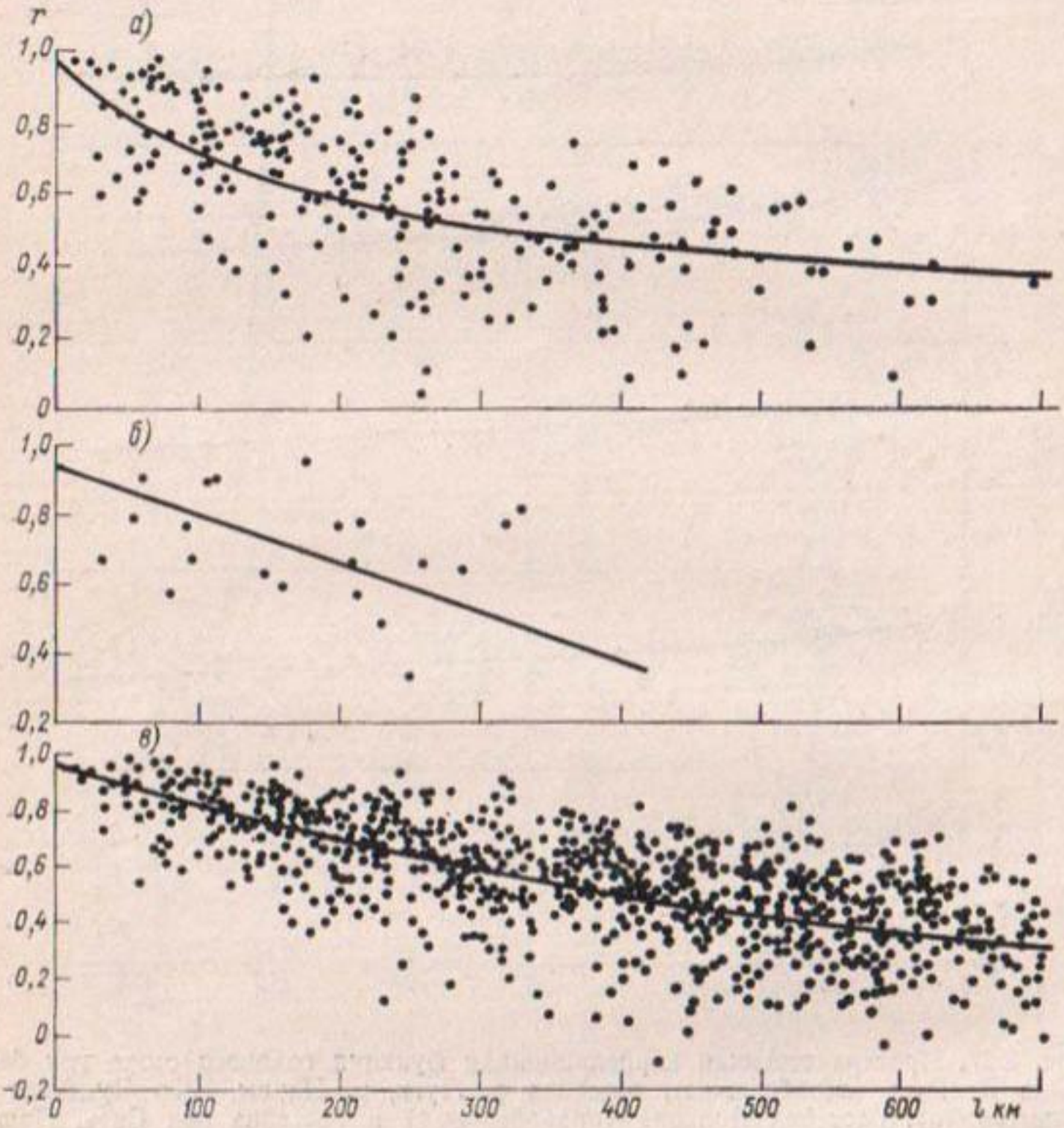


Рис. 2.28. Пространственная корреляционная функция годового стока бассейна р. Печоры (*а*), бассейна р. Усы (*б*) и бассейна р. Онеги (*в*).

ции колеблются от 0,98 до 0,03. Надо отметить, что в поле $r=f(l)$ коэффициенты корреляции между стоком рек бассейна Усы со стоком остальных пунктов не располагаются отдельным полем.

ПКФ рек бассейна Усы построена по восьми постам (рис. 2.28 *б*), среднее число совместных лет наблюдений составляет 16 лет. ПКФ для этого района однородна в интервале $\pm\sigma$

на 59 %, в $\pm 2\sigma$ — 86,4 %, в $\pm 3\sigma$ — 95,4 %. Для эмпирической вероятности рассчитаны 95 %-ные доверительные границы, которые для $\pm\sigma$ равны 29 и 84 %, для $\pm 2\sigma$ — 63 и 97 %.

ПКФ $r=f(l)$ для бассейна р. Усы простирается до 400 км, значения парных коэффициентов меняются от 0,95 до 0,33.

Для расчета и оценки однородности ПКФ годового стока бассейна р. Онеги использовано 43 поста наблюдений за стоком (рис. 2.28 *в*) с площадями водосборов от 179 до 55 700 км². Диапазон изменения коэффициентов парной корреляции довольно широк, от 0,98 до —0,50; имеется некоторое количество отрицательных коэффициентов корреляции, что отражается на виде ПКФ. Линия $r=f(l)$ в поле точек проходит ниже, чем $r=f(l)$ для бассейна р. Печоры. Несмотря на больший разброс точек ПКФ более однородна по сравнению с бассейном р. Печоры. Границы погрешностей коэффициентов корреляции шире.

Для расчета и анализа однородности пространственной корреляционной функции рек Прибалтики выбраны 45 постов с площадями водосборов от 271 до 56 000 км². Средний период совместных наблюдений по району равен 41 году. ПКФ имеет вид прямой и простирается до расстояния 650 км (рис. 2.29). Коэффициенты парной корреляции изменяются от 0,98 до —0,11. ПКФ рек Прибалтики неоднородна

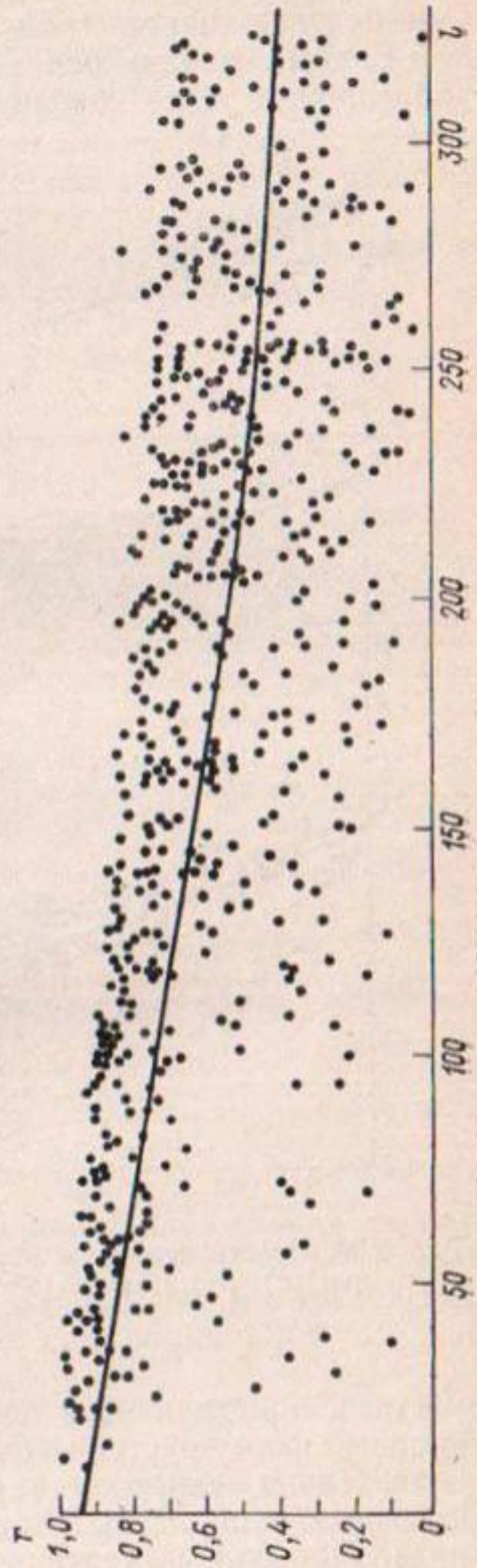


Рис. 2.29. Пространственная корреляционная функция годового стока рек Прибалтики.

(см. табл. 2.25). В связи с этим указанный район был разбит на три подрайона (рис. 2.30). Результаты оценки однородности рек Эстонии, Латвии и Литвы указывают также на их неоднородность, что подтверждается табл. 2.25.

Водный режим рек Прибалтики отличается большим разнообразием и тесно связан с климатическими условиями и особен-

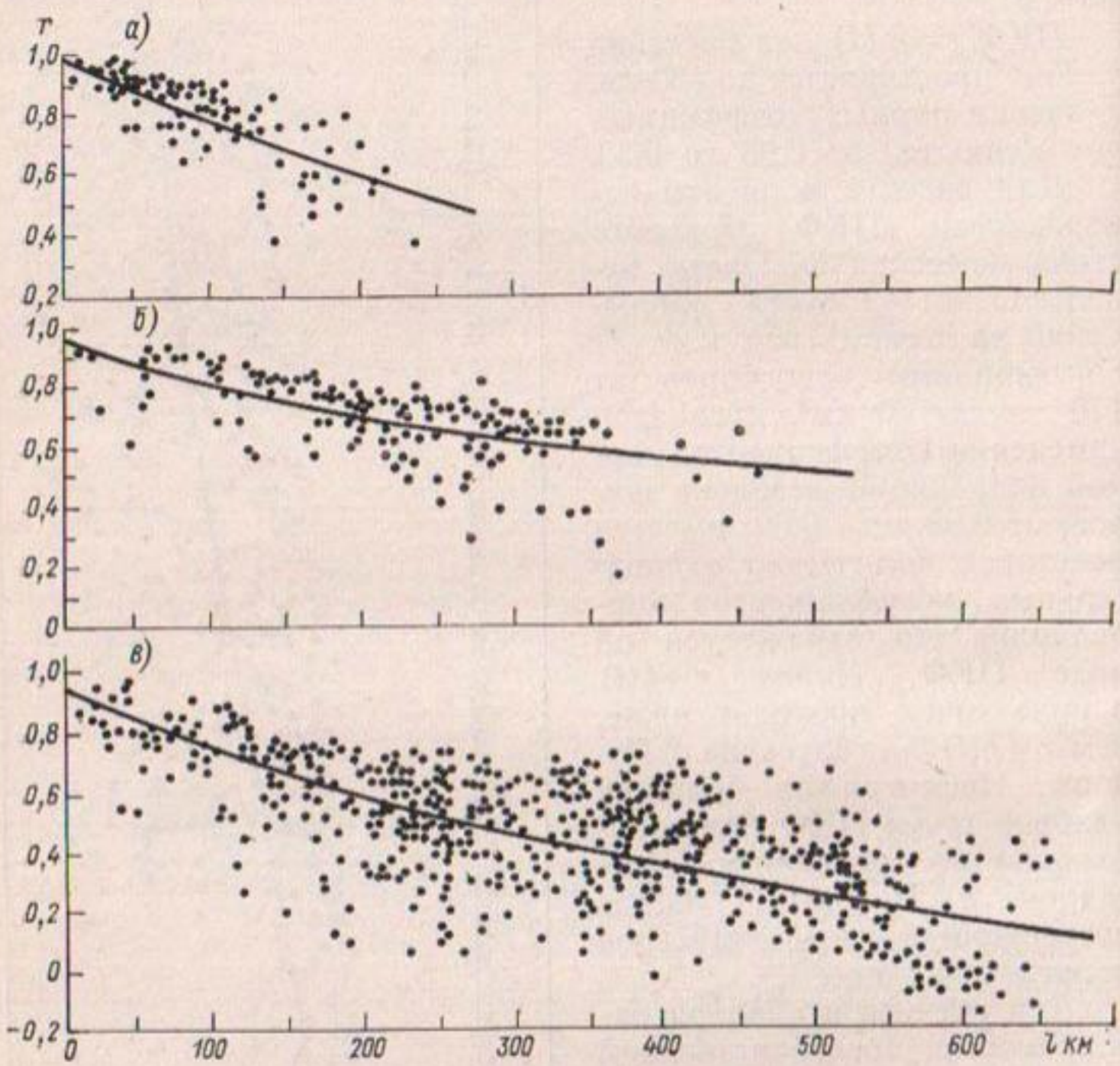


Рис. 2.30. Пространственная корреляционная функция годового стока рек Эстонии (*а*), рек Латвии (*б*) и рек Литвы и Калининградской обл. (*в*).

ностями подстилающей поверхности. Сток рек этого района в основном формируется талыми водами, но в отдельные годы значительно повышается (до 50 %) доля дождевого стока. Значительное влияние на сток рек оказывают лесные массивы и болота. Попытка выявить посты, сток в которых подвержен влиянию азональных факторов, не привела к положительным результатам. Вероятнее всего, ПКФ этого района неоднородна

в результате повсеместного влияния местных факторов (карста), а также хозяйственной деятельности (например, осушительной мелиорации).

При расчете пространственных корреляционных функций и оценке однородности годового стока рек бассейна Днепра использовались водосборы с площадями до 50 000 км², сток которых формировался в однородных климатических и физико-географических условиях; 89 % всех постов наблюдений имеют площадь водосбора менее 10 000 км².

На основании анализа общих условий формирования речного стока в бассейне р. Днепра выделены следующие районы:

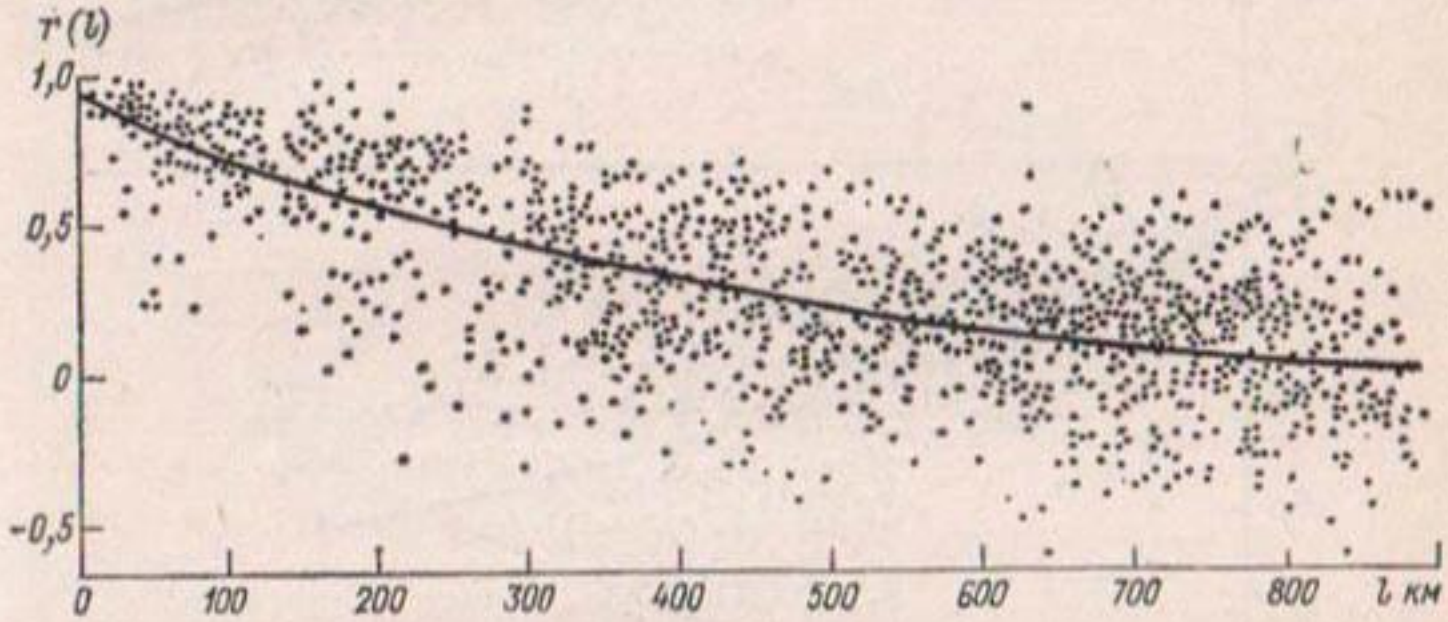


Рис. 2.31. Обобщенная пространственная корреляционная функция годового стока рек бассейна Днепра.

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.

Общее количество постов, производящих наблюдения за годовым стоком рек, использованных при расчете ПКФ, составило 199. Кроме того, выбрано 48 постов, равномерно распределенных по всему бассейну. По этим данным рассчитана ПКФ в диапазоне расстояний до 900 км (рис. 2.31).

ПКФ годового стока рек бассейна Днепра приведены на рис. 2.32—2.33, а оценка их однородности с использованием z-преобразования Фишера представлена в табл. 2.25. Анализ однородности ПКФ показал, что в целом они однородны, однако степень однородности различна в разных районах. Наибольшее отклонение эмпирических вероятностей попадания выборочных коэффициентов корреляции в зоны $\pm\sigma$, $\pm 2\sigma$, $\pm 3\sigma$ от теоретиче-

ских отмечено для левобережья Нижнего Днепра, в то время как наибольшая степень однородности отмечается для бассейна Верхнего Днепра. Можно отметить общее уменьшение степени однородности ПКФ в направлении с северо-запада на юго-восток, т. е. в направлении увеличения общей засушливости территории. Это,

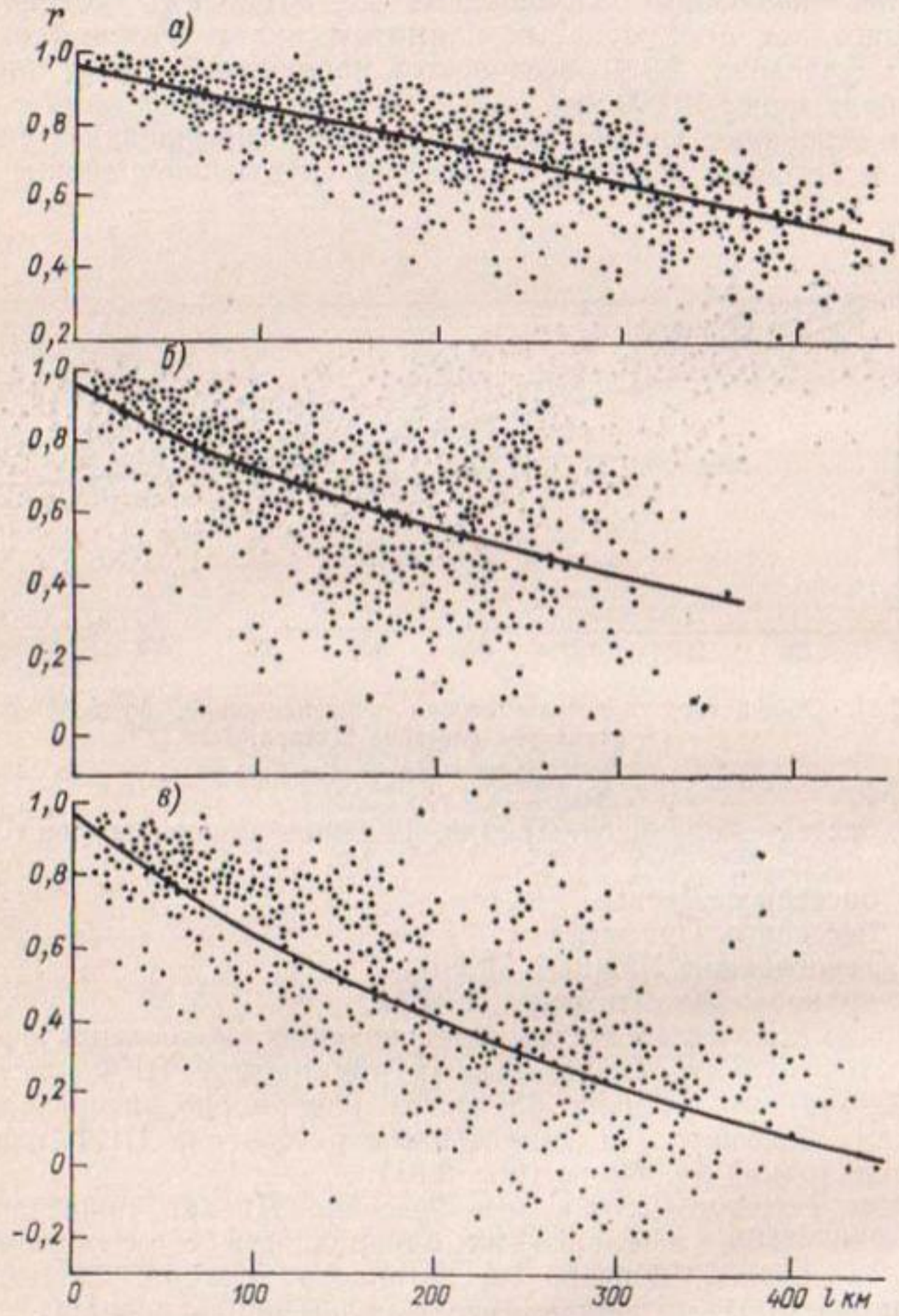


Рис. 2.32. Пространственная корреляционная функция годового стока бассейна Верхнего Днепра, включая р. Сож и р. Березину (*а*), бассейна Припяти (*б*) и бассейна Десны (*в*).

скорее всего, связано с большей пространственной неоднородностью факторов, формирующих сток, в более засушливых районах по сравнению с менее засушливыми.

Для построения и анализа однородности ПКФ рек Донского района (рис. 2.34 *а*) использованы данные 39 постов наблюдений

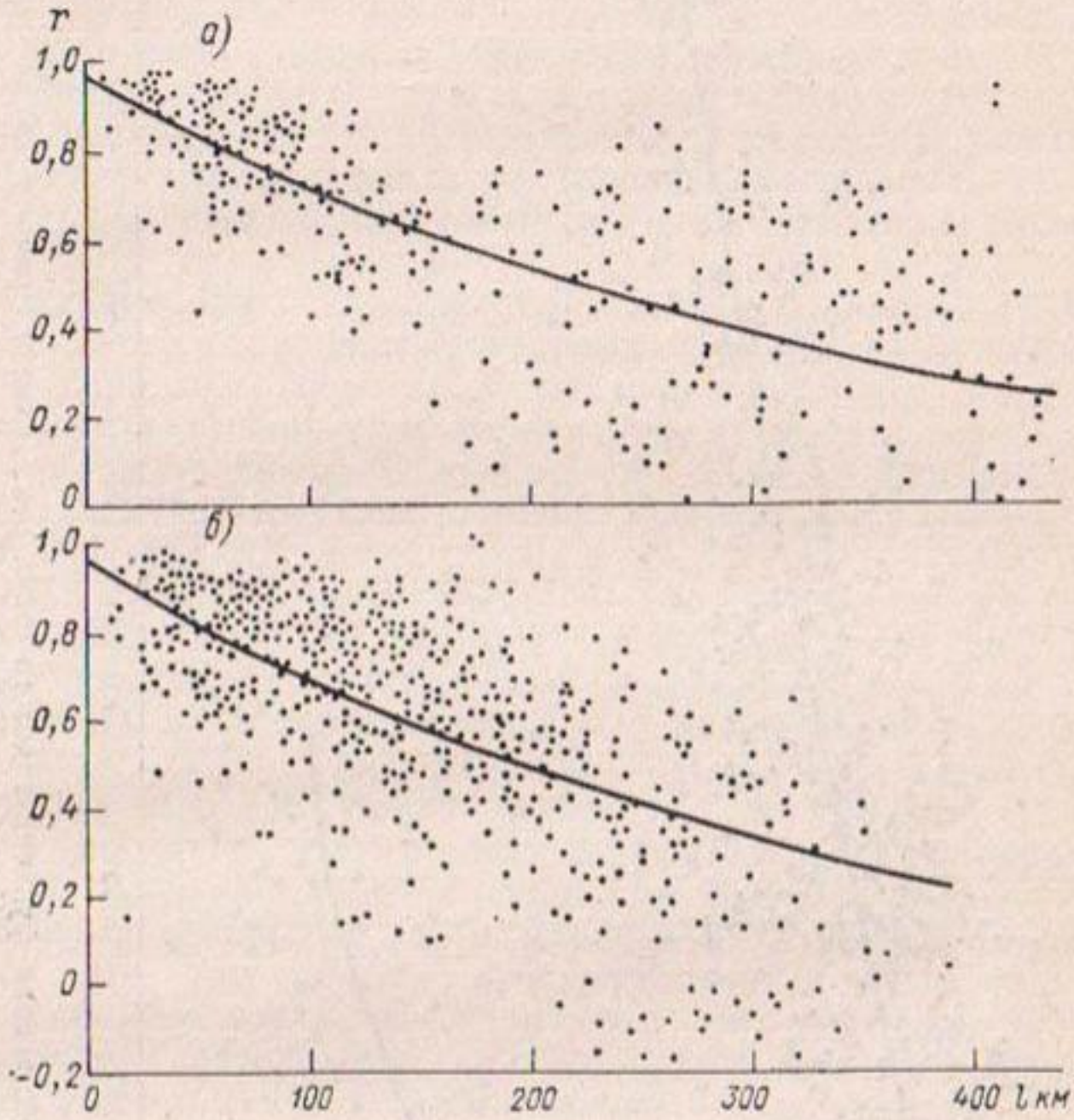


Рис. 2.33. Пространственная корреляционная функция годового стока рек бассейна Нижнего Днепра (*а* — правобережье, *б* — левобережье).

за стоком с площадями водосборов от 426 до 50 000 км² и со средним периодом совместных наблюдений 21 год. Первоначально для построения ПКФ было выбрано 54 поста. В результате анализа 15 были изъяты, так как на некоторых водосборах на сток влияют местные азональные факторы или сток зарегулирован. Коэффициенты корреляции между стоком этих постов со всеми остальными очень низкие и в поле графика $r=f(l)$ они лежат отдельно от общего расположения точек.

Анализ статистической однородности ПКФ рек бассейна Дона дан в табл. 2.25. Пространственно-корреляционная функция этого

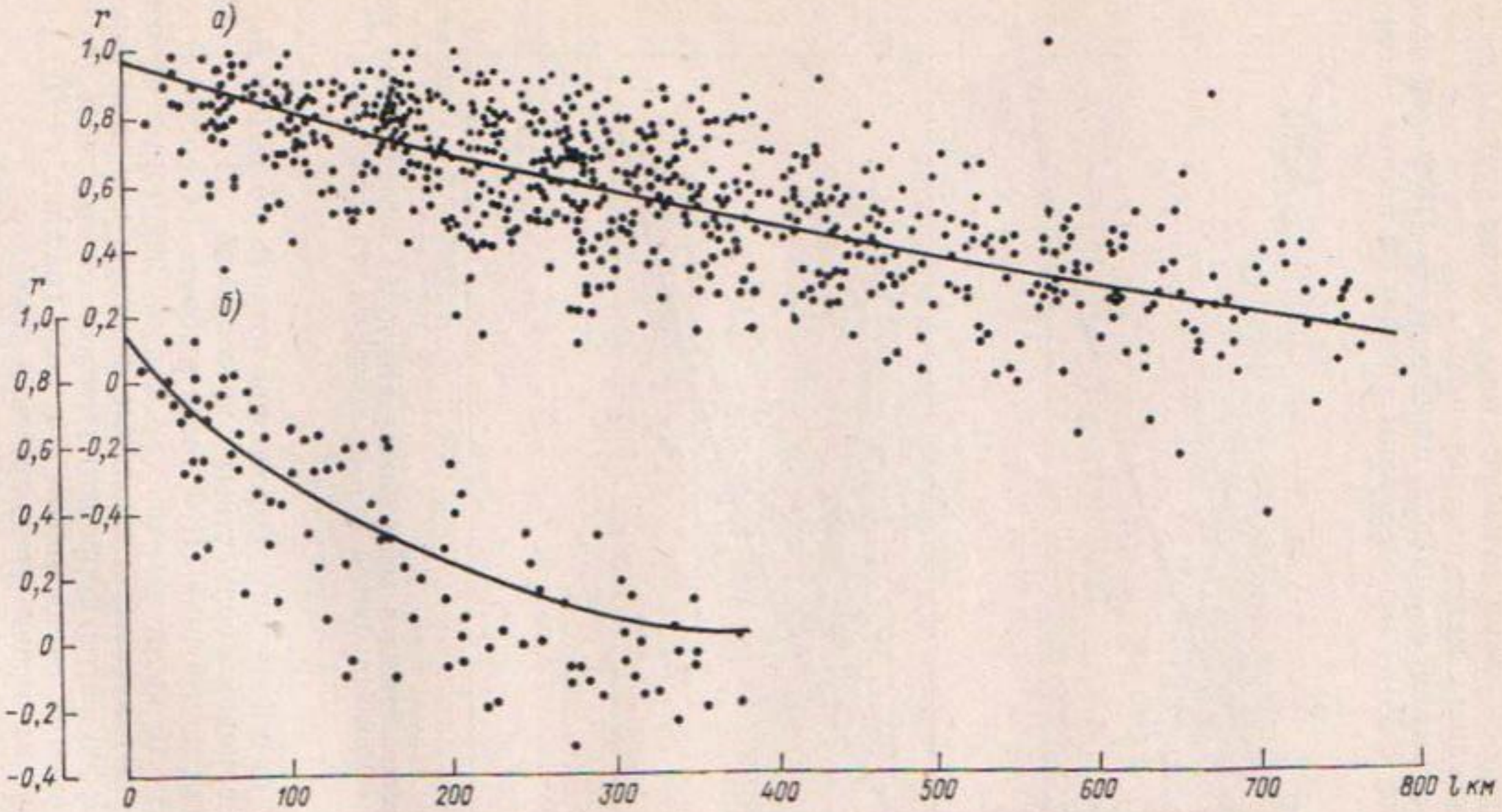


Рис. 2.34. Пространственная корреляционная функция годового стока рек Донского района (*а*) и рек низменности Северного Кавказа (*б*).

района неоднородна, так как возможно влияние хозяйственной деятельности, которое не оценивалось.

Для расчета и анализа однородности пространственной корреляционной функции рек равнинной территории Северного Кавказа были выбраны данные 15 постов наблюдений за годовым стоком с площадями водосборов от 201 до 9100 км² (рис. 2.34 *б*). Средний период совместных наблюдений по району равен 27 годам. Коэффициенты парной корреляции изменяются от —0,30 до 0,94. Линия связи $r=f(l)$ простирается до 3200 км.

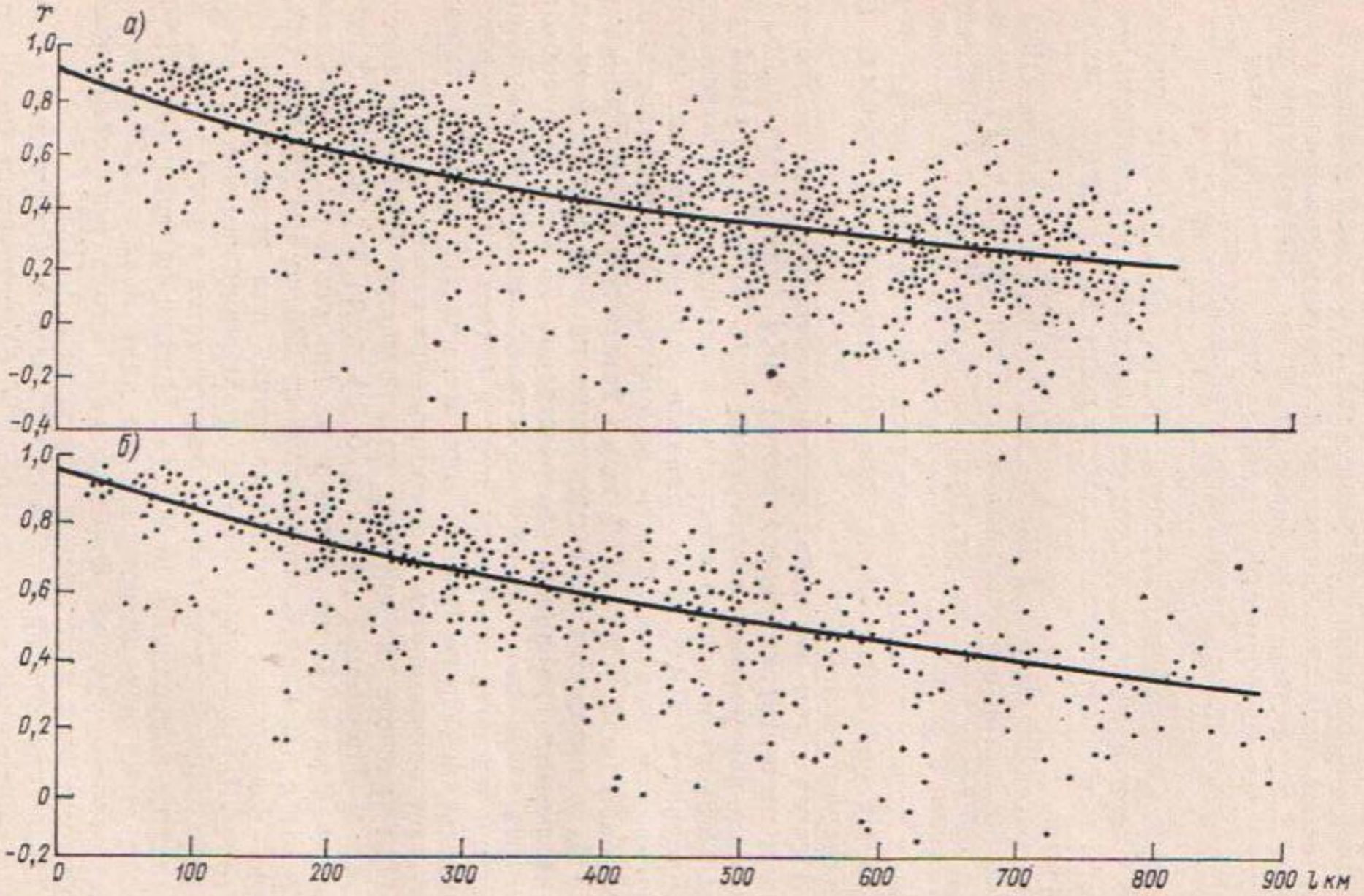
ПКФ неоднородна, вероятнее всего, в результате повсеместного влияния местных факторов (почвенно-геологических) и хозяйственной деятельности (забор воды на орошение, водоснабжение).

В бассейне Верхней Волги для расчета и анализа ПКФ выбрано 65 постов с площадями водосборов от 423 до 54 400 км² со средним периодом совместных наблюдений 25 лет. Рассчитано 2080 парных коэффициентов корреляции, которые в основном являются положительными, изменяясь от —0,40 до 0,98. ПКФ простирается до 1050 км (рис. 2.35 *а*). Оценка однородности ПКФ приведена в табл. 2.25.

В связи с тем что наблюдается некоторое различие теоретических и эмпирических вероятностей ПКФ, указанный район разделен на два района: левобережье (рис. 2.35 *б*) и правобережье (рис. 2.35 *в*) и заново построены и оценены на статистическую однородность ПКФ этих районов. Анализ показал, что ПКФ левобережья Верхней Волги однородна. В интервале $\pm\sigma$ она однородна на 69,5 % с 95 %-ными доверительными границами 64 и 74 %, в интервале $\pm 2\sigma$ однородна на 94,3 % с 95 %-ными доверительными границами соответственно 91 и 96 %. Необходимо отметить, что при расчете пространственных корреляционных функций исключались посты, сток в которых подвержен влиянию хозяйственной деятельности или же подстилающая поверхность нарушает однородность в формировании стока.

При расчете и анализе однородности ПКФ рек Среднего Урала и Приуралья (рис. 2.36 *а*), куда входят левобережные притоки Волги (Кама, Вятка и их притоки), было использовано 53 поста с площадями водосборов от 836 до 124 000 км². Среднее число совместных лет наблюдений для этого района равно 33 года. Парные коэффициенты корреляции изменяются от —0,20 до 0,98. Линия связи $r=f(l)$ простирается в поле парных коэффициентов корреляции до 900 км. Оценка однородности ПКФ годового стока рек данного района дана в табл. 2.25. Нарушают однородность условий формирования стока карстовые явления, что отражается и на оценке однородности ПКФ.

ПКФ рек бассейна Среднего Урала и Приуралья (Тобол и его левобережные притоки, рис. 2.36 *б*) рассчитана по 45 постам со средним периодом совместных наблюдений за стоком 18 лет,


r
а)
1,0
0,8
0,6
0,4
0,2
0
-0,2
-0,4
б)
1,0
0,8
0,6
0,4
0,2
0
-0,2
0
100
200
300
400
500
600
700
800
900 l км

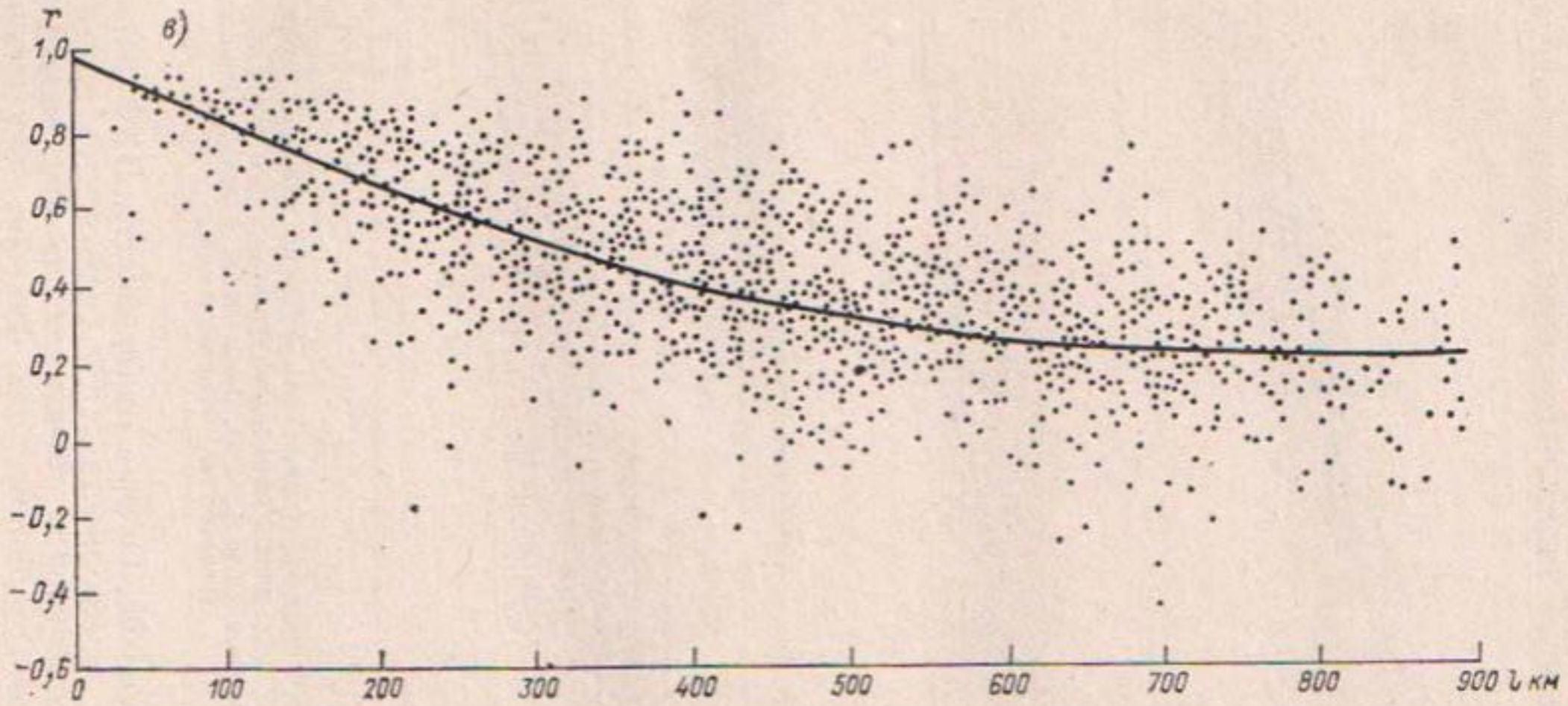


Рис. 2.35. Пространственная корреляционная функция годового стока рек бассейна Верхней Волги (*а*), левобережье (*б*) и правобережье (*в*).

площади водосборов — от 100 до 81 000 км². Максимальное расстояние между постами 725 км. На этом расстоянии $r=f(l)$ еще не приближается к нулю, ее значение равно 0,30. Парные коэффициенты корреляции стока в основном положительны, изменя-

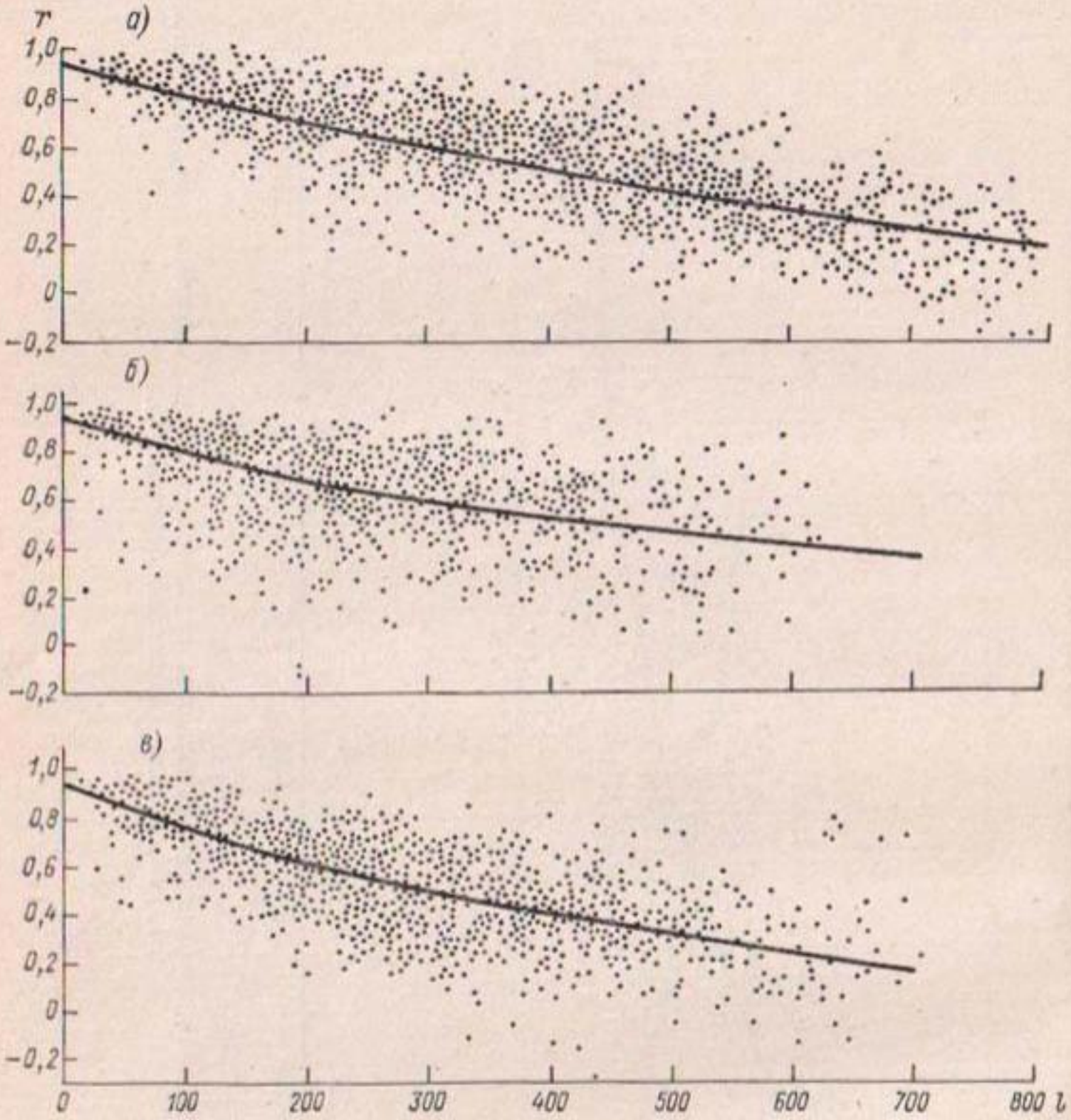


Рис. 2.36. Пространственная корреляционная функция годового стока рек Среднего Урала и Приуралья.

а — бассейн р. Камы, р. Вятки и их притоки, *б* — р. Тобол и левобережные притоки, *в* — реки бассейна Нижней Волги.

ются от —0,30 до 0,98. Оценка однородности ПКФ района дана в табл. 2.25. На однородности ПКФ сказывается влияние местных азональных факторов, основным из них является карст. Количественно учесть влияние этого фактора практически невозможно.

ПКФ рек бассейна Нижней Волги рассчитана по 48 постам со средним периодом совместных наблюдений 21 год (рис. 2.36 *в*). Площади водосборов — 105 до 18 200 км². Максимальное расстояние между центрами тяжести водосборов 710 км. Парные коэф-

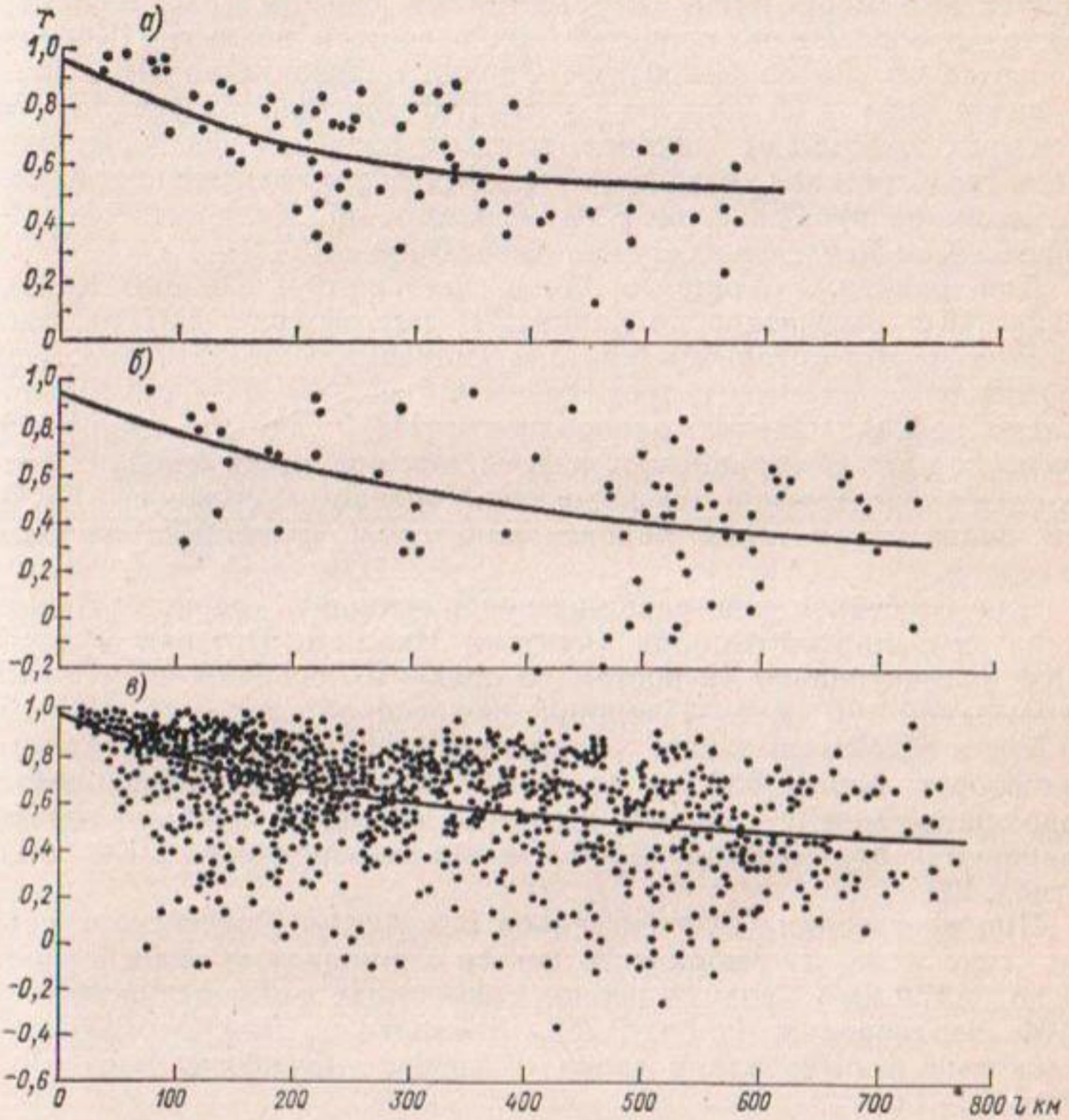


Рис. 2.37. Пространственная корреляционная функция годового стока рек Урало-Эмбинского района (*а*), рек Центрального и Южного Казахстана (*б*) и равнинных территорий Северного Казахстана и Западной Сибири (притоки Нижнего Иртыша и Оби) (*в*).

фициенты корреляции изменяются от —0,30 до 0,98. Наибольшее количество парных коэффициентов корреляции положительно. Оценка однородности ПКФ данного района дана в табл. 2.25.

В Урало-Эмбинский район входят бассейны рек между Волгой и Уралом, бассейн р. Урал, бассейны рек между Уралом и

Эмбой и бассейн р. Эмбы. Средний период совместных наблюдений равен 21 году. Коэффициенты парной корреляции изменяются от —0,07 до 0,99. Максимальное расстояние между постами наблюдений равно 980 км. В основном ПКФ освещена парными коэффициентами корреляции до расстояния 600 км (рис. 2. 37 *а*). Площади водосборов, принятые при расчете и анализе ПКФ, изменяются от 785 до 50 000 км². Оценка однородности ПКФ приведена в табл. 2.25. Однородность ПКФ нарушается тем, что на сток рек оказывают влияние местные азональные факторы: почвенно-геологические, озерность, хозяйственная деятельность (забор воды на орошение, водоснабжение) и пр. Количественно хозяйственную деятельность учесть невозможно.

Для равнинных территорий Центрального и Южного Казахстана ПКФ рассчитана по данным 15 постов (рис. 2.37 *б*), расстояния между которыми большие (максимальное 1210 км). Это обусловлено тем, что гидрометрическая сеть в этом районе довольно редкая. Оценка однородности ПКФ дана в табл. 2.25. Число парных коэффициентов корреляции при таких больших расстояниях недостаточно для корректной оценки однородности ПКФ, тем более что в таком районе значительно влияние и местных факторов.

Для бассейнов рек равнинных территорий Северного Казахстана и Западной Сибири (притоки Нижнего Иртыша и Оби) ПКФ рассчитана по 49 постам со средним периодом совместных наблюдений 15 лет. Площади водосборов рек — от 265 до 39 200 км². Максимальное расстояние между центрами тяжести водосборов равно 860 км (рис. 2.37 *в*). Парные коэффициенты корреляции между годовым стоком в основном положительные, изменяются от —0,365 до 0,990. Оценка однородности ПКФ дана в табл. 2.25.

При построении ПКФ бассейнов рек Ангаро-Енисейского района (рис. 2.38 *а*) выбрано 26 постов с площадями водосбора от 60 до 52 100 км². Средний период совместных наблюдений 15 лет. ПКФ неоднородна (табл. 2.25), что частично можно объяснить условиями формирования стока и физико-географическими факторами.

Для бассейнов рек Приморья ПКФ рассчитана по 37 постам. Площади водосборов, принятые при расчете и анализе ПКФ, изменяются от 82 до 24 400 км². Средний период совместных наблюдений равен 21 году. Парные коэффициенты корреляции изменяются от 0,17 до 0,98. Линия связи $r=f(l)$ простирается в поле парных коэффициентов корреляции до 500 км (рис. 2.38 *б*). Оценка однородности ПКФ годового стока рек данного района дана в табл. 2.25.

Первоначально ПКФ для этого района строилась по 52 постам. При анализе 15 постов исключены, так как коэффициенты корреляции между стоком этих постов со всеми остальными очень

низкие и на поле зависимости $r=f(l)$ лежат отдельно от общего поля точек, что обусловлено аномальными условиями формирования стока в этом районе (бассейны рек Хора, Биры, Бикина).

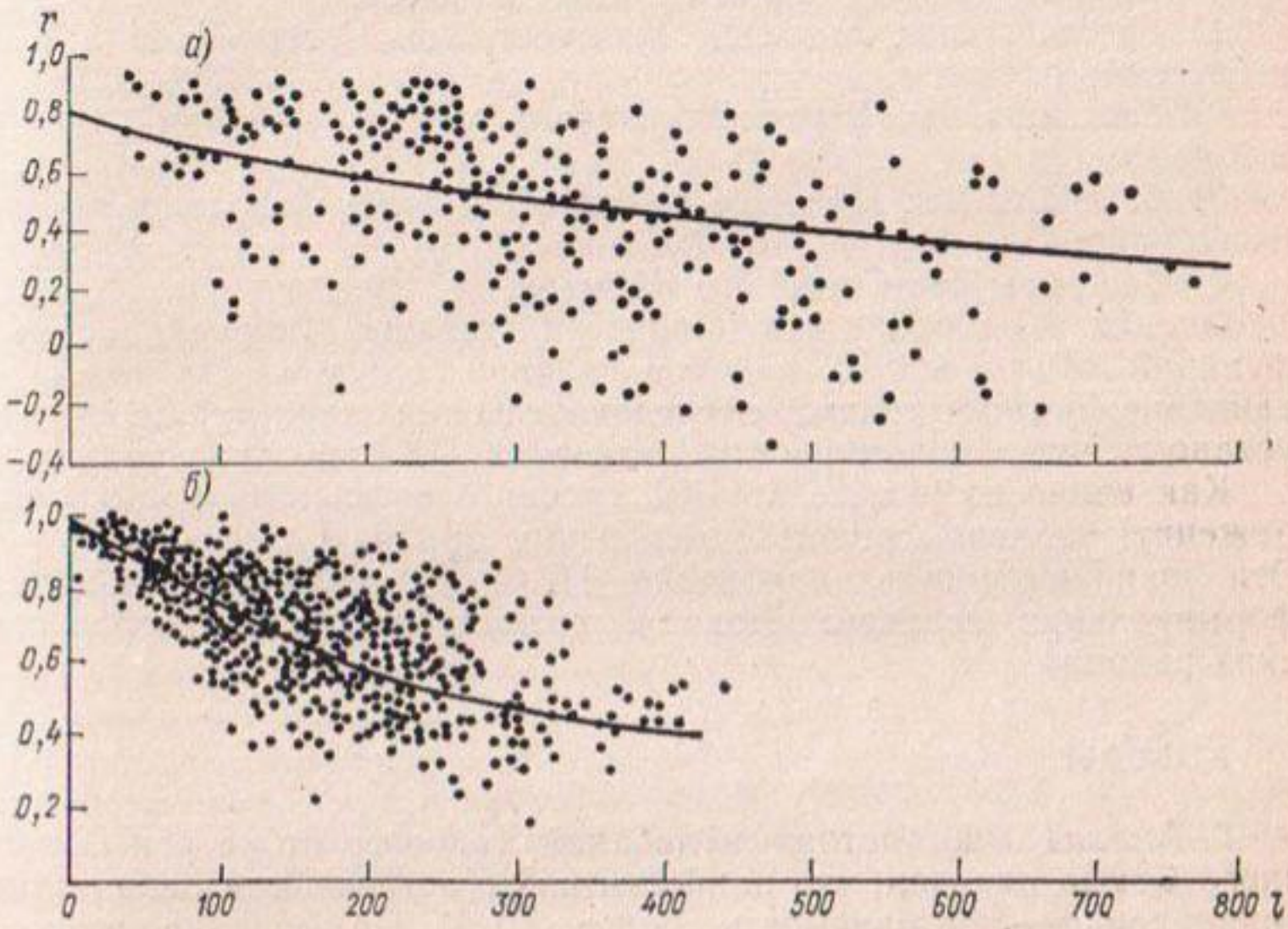


Рис. 2.38. Пространственная корреляционная функция годового стока рек Ангаро-Енисейского района (*а*) и рек Приморья (*б*).

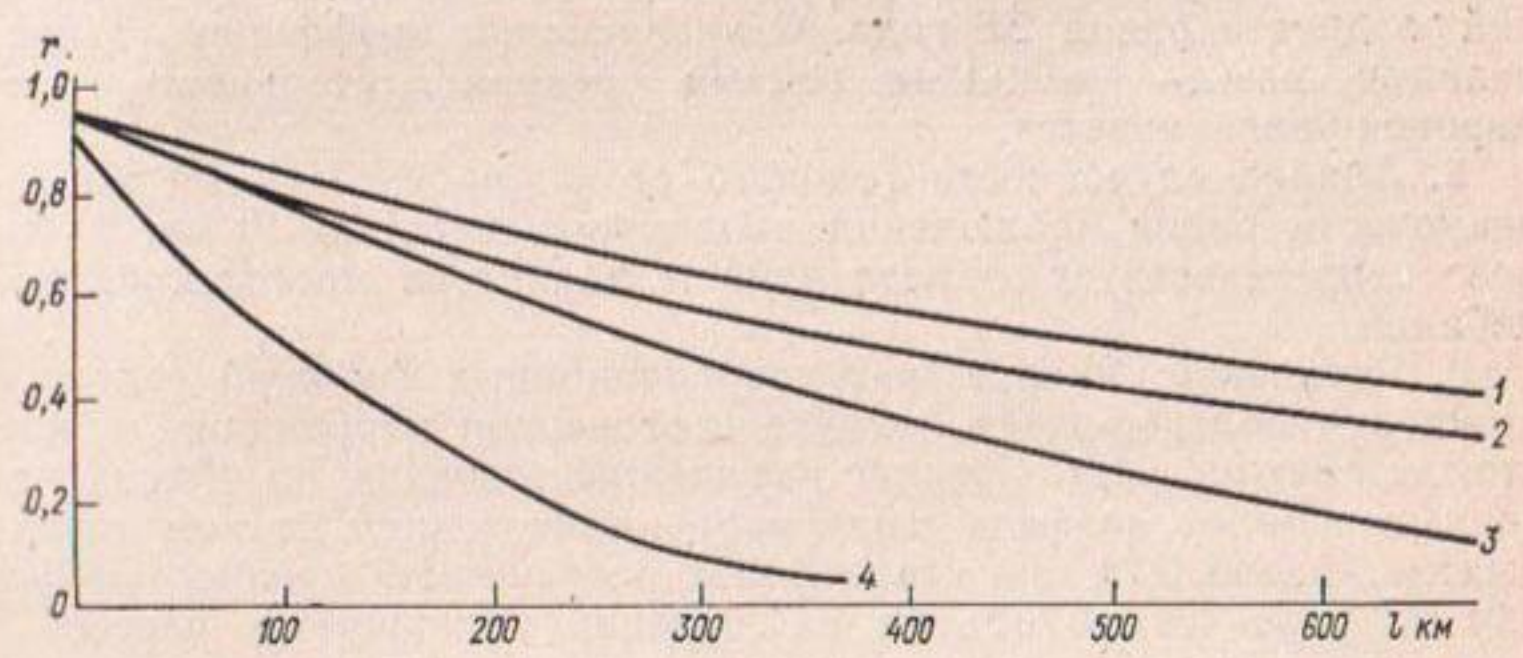


Рис. 2.39. Пространственная корреляционная функция годового стока для различных районов Европейской территории Союза.

1 — бассейны рек Кольского полуострова, Северо-Запада и Онеги; *2* — бассейны рек Верхне-Волжского района, Верхнего Днепра и Камы; *3* — бассейны рек Нижнего Днепра, Нижнего Поволжья и Донского района; *4* — бассейны рек Северного Кавказа.

* * *

Сопоставление ПКФ годового стока рек для различных физико-географических зон дало возможность объединить индивидуальные ПКФ в ПКФ более крупных районов:

1) бассейны рек Кольского полуострова, Северо-Запада ЕТС и бассейна р. Онеги;

2) бассейны рек Верхне-Волжского района, Верхнего Днепра и Камы;

3) бассейны рек Нижнего Днепра, Нижнего Поволжья и Донского района;

4) бассейны рек Северного Кавказа.

Оценка однородности пространственных корреляционных функций объединенных районов не производилась, так как объединение носило только исследовательский характер с целью установления закономерности изменения ПКФ по территории.

Как видно из рис. 2.39, ПКФ годового стока имеют четко выраженную закономерность уменьшения ординат с севера на юг. Эта закономерность изменения ПКФ объясняется условиями формирования годового стока в различных физико-географических районах.

ВЫВОДЫ

1. Анализ многолетних колебаний годового стока рек Советского Союза показал, что наиболее часто встречаются однолетние группировки — повторяемость более 40 %. По мере увеличения длительности группировок их повторяемость уменьшается. Повторяемость маловодных и многоводных группировок практически одинаковая. Средняя длина группировок повышенной и пониженной водности равна 2,2 года. С увеличением коэффициента корреляции между смежными годами средняя длительность группировок увеличивается.

2. Анализ случайности годового стока, произведенный по совокупности рядов наблюдений продолжительностью 40 лет и более, свидетельствует о неслучайном характере многолетних колебаний.

3. Групповой анализ автокорреляционных функций годового стока рек подтверждает наличие достоверной корреляции между стоком смежных лет. Среднее взвешенное значение по объему исходных данных коэффициента корреляции между стоком смежных лет равно 0,24 при стандартной погрешности среднего менее 0,01. С увеличением объема наблюдений уменьшается рассеивание эмпирических коэффициентов автокорреляции, что соответствует теоретическим значениям доверительных границ.

В качестве математической модели многолетних колебаний годового стока может быть принята модель простой цепи Маркова.

4. Получены зависимости коэффициентов автокорреляции годового стока при $\tau > 1$ от нормы стока, коэффициента вариации и таких физико-географических факторов, как залесенность, заболоченность, озерность водосборов.

5. С использованием обобщенных (на случай коррелированной во времени и асимметричной гидрологической информации) критериев однородности средних величин (критерий Стьюдента), дисперсий (критерий Фишера) и функций распределений (критерий Колмогорова — Смирнова) установлено, что подавляющее число рядов наблюдений за годовым стоком рек СССР являются стационарными. Число нестационарных рядов при различных способах их оценки составляет 6—7 %, что, вероятно, связано с влиянием хозяйственной деятельности в руслах рек и на водосборах.

6. При исследовании пространственной структуры речного стока используются пространственные корреляционные функции с оценкой их статистической однородности. Рассчитаны и оценены на однородность 33 пространственные корреляционные функции по однородным гидрологическим районам рек Советского Союза. Коэффициенты парной корреляции с увеличением расстояния между центрами тяжести водосборов убывают. Установлено, что пространственные корреляционные функции годового стока имеют четко выраженную закономерность уменьшения пространственной связи в направлении с севера на юг, что объясняется условиями формирования годового стока в различных физико-географических районах.

3. МИНИМАЛЬНЫЕ СРЕДНИЕ МЕСЯЧНЫЕ ЗИМНИЕ И НАИМЕНЬШИЕ ГОДОВЫЕ РАСХОДЫ ВОДЫ РЕК

В данном разделе монографии рассматриваются пространственно-временные закономерности изменений минимального стока рек на территории СССР.

Исследования выполнены для наименьших годовых (суточных) и минимальных средних месячных за зимний период расходов воды. Выбор расчетных периодов объясняется тем, что наименьший суточный в году расход практически характеризует максимальное истощение стока, и знание этой предельной величины и особенностей изменения ее во времени необходимо для водохозяйственного проектирования, разработки мероприятий по охране окружающей среды и сохранению необходимого экологического равновесия.

Так как наименьший суточный расход воды может относиться к весьма короткому отрезку времени и не всегда является определяющим при оценке последствий низкой водности, то в практике водохозяйственного проектирования часто в качестве расчетной величины используются минимальные средние месячные значения расходов воды. В континентальных районах страны с устойчивой зимой, продолжительным ледоставом на реках минимальные средние месячные расходы воды, приходящиеся на период наибольшего истощения водности, практически весьма мало отличаются от наименьших суточных значений. В районах с неустойчивой зимой с перемежающимися жидкими и твердыми осадками разница между наименьшим суточным и средним месячным расходами может достигать 20—30 %.

В настоящей работе расчет временных колебаний стока выполнен для рек, сток которых не прекращается в течение всего года. Подобный принцип отбора преследует получение статистически однородных рядов, результаты обработки которых позволяют вскрыть генезис формирования низкого стока и проследить закономерности изменения его во времени и по территории. Исключение сделано для очень немногих гидрологических постов, имеющих длительные периоды наблюдений, с эпизодическими кратковременными перемерзаниями русла и прекращением стока. Однако во всех случаях минимальный средний месячный сток превышает нулевые значения

Закономерности многолетних колебаний минимального стока рек во времени и в пространстве, их взаимосвязи и зависимость от колебаний основных формирующих факторов в настоящее время сравнительно слабо изучены, несмотря на тот несомнен-

ный факт, что минимальный сток является одним из важнейших элементов гидрологического режима, определяющим и сдерживающим развитие различных отраслей народного хозяйства. Минимальный сток является также одним из наиболее чувствительных элементов гидрологического режима, на многолетних колебаниях которого должны в первую очередь сказаться антропогенные воздействия в районах интенсивного использования водных ресурсов. Изменения, вносимые человеческой деятельностью в гидрологический цикл (мелиорация, лесоведение, сельскохозяйственное использование и урбанизация территорий), могут приводить к существенному перераспределению стока, не меняя его годовых значений.

На материале сетевых наблюдений выполнен анализ стационарности многолетних колебаний минимального стока за различные хронологические периоды, корреляционной связанности расходов предшествующих лет с расходами последующих лет, скрытых циклических колебаний, повторяемости и длительности периодов различной водности.

Для выявления особенностей пространственного изменения минимального стока осуществлялось сопоставление основных закономерностей изменений минимального стока во времени по отдельным физико-географическим регионам. Анализ большого фактического материала позволяет получить весьма интересную картину пространственно-временны́х колебаний минимумов, которая не раскрывается при региональных исследованиях. При проведении такого сопоставления по отдельным районам страны принимались во внимание укрупненные показатели временны́х колебаний, свойственные большой группе рек данного района, а не отдельным водосборам.

Среди многочисленных факторов, обусловливающих многолетние колебания речного стока, определяющую роль принято отводить климатическим, из которых основными являются осадки и температура воздуха. Механизм взаимодействия процессов в атмосфере и литосфере, интегральным показателем которых является речной сток, весьма сложен и практически не изучен. Без знания этого механизма трудно получить сколько-нибудь достоверные сведения о возможных изменениях речного стока в зависимости от многолетней изменчивости климатических факторов, а также от прогнозируемых их изменений.

Анализ многолетних колебаний климатических факторов за период инструментальных наблюдений, обусловливающих сток рек СССР в период зимней межени, включал определение основных закономерностей изменения во времени осадков и температуры воздуха теплого периода. Важным условием при этом считалось использование тех же методов пространственно-временно́го анализа, которые применялись для оценки основных закономерностей многолетних колебаний минимального стока.

Сделана попытка экспериментальным путем оценить статистически значимые изменения функции от заранее заданных изменений аргументов в моделях множественной линейной регрессии и сравнить их с теми изменениями, которые отмечаются в колебаниях климатических факторов за период инструментальных наблюдений. Представляется, что такой численный эксперимент позволяет приблизиться к получению ответа на вопрос о том, могли ли значимо сказаться отмечаемые изменения осадков и температуры воздуха теплого периода на речной сток в период зимней межени. Если изменения климатических факторов за период инструментальных наблюдений таковы, что они не могли привести к статистически значимым изменениям речного стока, то причинами выявленных в отдельных регионах страны особенностей многолетних колебаний минимального стока рек, по всей видимости, является хозяйственная деятельность на водосборах и в руслах рек, а также изменение методик измерений и подсчета низкого стока.

Важным приложением к полученным результатам является подготовка архива данных по минимальному стоку рек с периодом 40 лет и более, разработка пакета прикладных программ по статистическому анализу многолетних рядов и объективный анализ данных, опубликованных в справочных изданиях ГВК.

3.1. ХАРАКТЕРИСТИКА ИСХОДНЫХ ДАННЫХ

Исследование пространственно-временны́х закономерностей многолетних колебаний минимального стока рек СССР осуществлялось по материалам гидрологических постов с периодом наблюдений 40 лет и более по 1978—1979 гг. включительно. По отдельным районам, где постов со столь длительными периодами наблюдений оказалось мало, принимались материалы постов с более короткими рядами, но не менее 30 лет. При выборе расчетных створов учитывалась также площадь водосбора: предпочтение отдавалось рекам, имеющим площадь водосбора более 200 км². Однако при наличии непрерывного ряда наблюдений продолжительностью 40 лет и более использовались посты и с меньшей площадью водосбора (табл. 3.1).

Как показывают приведенные данные, большая часть (53 %) использованных рядов наблюдений по обеим характеристикам низкого стока имеет продолжительность 40—50 лет. Рядов продолжительностью 60 лет и более оказалось около 10 %; короткие ряды (менее 40 лет) составили примерно 20 % общего количества.

На Европейской территории СССР наибольшее количество постов имеют площадь водосбора до 10 000 км², до 1000 км² составляют около 20 %, а более 50 000 км² — примерно 10 %. На Азиатской территории СССР более изучен зимний минимальный

Таблица 3 1

Сведения о постах, данные которых использованы в расчетах минимального стока

Территория	Число постов						
	общее	с площадью водосбора, км²					
		≤200	201—1000	1001—5000	5 001—10 000	10 001—50 000	>50 000
Средние месячные зимние минимальные расходы							
ЕТС	394	15	50	138	58	86	47
АТС	189	3	16	42	14	52	62
СССР	583	18	66	180	72	138	109
Наименьшие годовые расходы							
ЕТС	463	17	82	173	56	89	46
АТС	353	38	84	74	20	72	65
СССР	816	55	166	247	76	161	111

Территория	Число постов						
	общее	с периодом наблюдений, лет					
		≤40	41—50	51—60	61—70	71—80	>80
Средние месячные зимние минимальные расходы							
ЕТС	394	80	206	50	21	11	26
АТС	189	40	110	18	10	3	8
СССР	583	120	316	68	31	14	34
Наименьшие годовые расходы							
ЕТС	463	123	235	59	13	15	17
АТС	353	100	203	33	8	5	5
СССР	816	223	438	92	21	20	22

сток крупных рек, поэтому постов с площадью водосбора более 10 000 км² оказалось значительно больше, чем на ЕТС (около 60 %), из них большую половину составили реки с площадью водосбора более 50 000 км². Малые же реки составили всего 10 %. Для наименьших суточных расходов воды эти соотношения несколько нарушаются за счет добавления большой группы малых и средних рек Средней Азии. Самые малые реки (с площадью водосбора до 200 км²) представлены в работе сравнительно небольшим числом постов — менее 10 %.

Так как основным критерием выбора постов являлась длительность периода наблюдений, то отобранные для анализа данные неравномерно освещают территорию Советского Союза.

Характерным для наблюдений за стоком рек большей части ЕТС являются перерывы в наблюдениях, которые приходятся, как правило, на годы гражданской и отечественной войн и составляют от 2 до 5 лет, в редких случаях встречаются более длительные перерывы. Восстановление пропусков наблюдений в настоящей работе не проводилось.

К анализу приняты все ряды, опубликованные в справочных изданиях, для которых не были установлены заметные изменения режима рек в результате переноса постов или хозяйственных мероприятий. Использованы также данные закрытых постов, если продолжительность наблюдений превышала 40 лет.

3.2. ПОВТОРЯЕМОСТЬ И ДЛИТЕЛЬНОСТЬ ГРУППИРОВОК ЛЕТ РАЗЛИЧНОЙ ВОДНОСТИ

Одним из самых общих предположений о характере многолетних колебаний речного стока, определяющим саму возможность применения статистических методов в практике гидрологических расчетов, является предположение о случайности рядов полученных величин.

Оценка гипотезы случайности основана на анализе внутренней структуры временно́го ряда наблюдений за какой-либо характеристикой речного стока, представленного определенным сочетанием лет повышенной или пониженной водности. В зависимости от числа группировок и их длительности делается вывод о случайном или неслучайном характере колебаний имеющихся данных.

Периоды повышенной и пониженной водности по обеим характеристикам минимального стока оценивались по отношению к медиане многолетнего ряда, причем год с расходом, равным медианному, условно включался в группировку лет пониженной водности.

Результаты анализа повторяемости и длительности группирования лет различной водности сводятся к следующему.

В колебаниях зимних минимальных и наименьших в году расходов воды рек всех районов СССР наиболее часто встречаются однолетние группировки повышенной и пониженной водности. Они присущи практически всем использованным в анализе рядам. Повторяемость группировок закономерно убывает по мере роста их длительности. Характерно, что короткие группировки (длиной 1—3 года) повышенной водности встречаются чаще, чем группировки такой же длительности пониженной водности. Длинные же группировки (свыше 6—7 лет) повышенной водности появляются в многолетних рядах по минимальному стоку реже, чем пониженной водности.

В колебаниях зимних минимумов очень длинные группировки (более 10 лет) повышенной и пониженной водности встречаются чаще всего на реках бассейнов Верхней Волги, Камы, Нижнего

Таблица 3.2

Характеристика длительности группировок различной водности в колебаниях минимального стока рек СССР

Район	Зимний средний месячный минимальный расход воды					Наименьшие годовые расходы воды				
	число постов	средний период наблюдений, лет	общее число группировок	длина группировок, лет		число постов	средний период наблюдений, лет	общее число группировок	длина группировок, лет	
				средняя	наибольшая				средняя	наибольшая
Кольский п-ов	11	43,5	208	2.29	10	14	41,0	243	2,35	12
Карелия, Северо-Запад ЕТС	36	49.3	830	2,13	17	37	42,1	631	2,46	17
Северный Край	43	50,7	930	2,34	20	25	50,5	531	2,39	16
Эстония	16	52,6	428	2,01	11	16	53,1	342	2,49	14
Латвия	17	50,6	437	1,97	10	17	48,7	324	2,52	13
Прибалтийский	22	55,2	641	1,89	9	20	55,1	426	2,60	25
Белоруссия	36	54,9	972	2,03	16	36	47,1	682	2,49	17
Западная Украина, Молдавия	21	50,8	456	2,33	14	20	43,2	316	3,03	20
Среднее и Нижнее Поднепровье	31	50,1	700	2,22	17	32	49,2	581	2,70	18
Бассейн Сев. Донца, Приазовье, Крым						8	47,1	126	2,98	21
Донской район	20	56,5	398	2,83	21	21	49,8	368	2,84	17
Северный Кавказ						35	45,7	644	2,48	21
Западное Закавказье	26	41,7	479	2,27	20	34	44,5	589	2,56	17
Восточное Закавказье, Дагестан						24	38,6	411	2,25	12
Верхне-Волжский район	52	48,7	1069	2,66	16	51	48,9	863	2,83	23
Бассейн Камы	40	47,7	717	2,66	19	41	47,5	665	2,90	18
Нижнее Поволжье	26	45,7	387	3,06	14	26	44,9	402	2,90	14
Бассейн Тобола	17	55,0	328	2,85	15	16	50,8	267	3,05	18
Центральный и Южный Казахстан	17	45,3	314	2,45	11	19	44,5	319	2,65	12
Средняя Азия						167	42,8	2598	2,75	19
Алтай, Зап. Сибирь, Сев. Казахстан	44	48,5	810	2,64	21	48	46,7	795	2,82	19
Ангаро-Енисейский	37	44,7	743	2,23	12	33	43,8	631	2,29	12
Лено-Индигирский	28	44,8	547	2,29	11	24	44,0	432	2,44	16
Дальний Восток	28	49,5	554	2,51	18	27	48,9	525	2,48	18
Северо-Восток СССР, Камчатка	14	44,1	252	2,45	17	13	39,8	226	2,29	15

Поволжья, Украины, Дона, Западной Сибири и Северного Казахстана. В колебаниях наименьших расходов группировки длиной более 10 лет в перечисленных районах встречаются особенно часто, но характерны и для других районов страны. Самые длинные группировки (25 лет и 23 года) зафиксированы в колебаниях наименьших расходов воды р. Неман — г. Смалининкай и р. Истра — г. Павловская Слобода. В табл. 3.2 даны обобщенные результаты анализа.

Наибольшая длительность группировок лет повышенной и пониженной водности в периоды низкого стока отмечается в Верхне-Волжском районе, на Украине, в Нижнем Поволжье, Средней Азии, Казахстане, в бассейнах Дона и Тобола. На рис. 3.1 выделены районы, в которых средняя длительность группировок колебаний наименьших расходов воды составляет более 2,7 года. Средняя длина группировок повышенной и пониженной водности для рек всей территории СССР составляет 2,34 года для зимних и 2,62 года — для абсолютных минимумов. Укажем, что средняя длина группировок повышенной и пониженной водности относительно квантиля 50 %-ной обеспеченности в колебаниях годового стока рек земного шара составляет 2,2 года [72].

Сравнение повторяемости и длительности группировок различной водности в колебаниях минимального и годового стока проведено в табл. 3.3. В таблице указаны вероятности появления

Таблица 3.3

Вероятность появления группировок различной длительности

Длина группировки, лет	Вероятность, %			
	минимальные расходы воды		годовой сток	теоретическая
	средние месячные зимние	наименьшие за год		
1	49,4/47,2	40,4/40,0	44,8/45,1	51,3
2	21,4/20,9	25,6/23,5	23,2/24,5	25,6
3	13,2/13,2	13,1/12,8	15,5/13,4	12,5
4	6,2/7,0	5,8/7,7	8,0/8,1	5,9
5	3,3/4,1	4,1/5,3	3,4/4,0	2,7
6	2,4/2,9	2,8/3,6	1,8/2,3	1,2
7	1,5/1,5	2,0/2,3	1,0/1,1	0,50
8	0,94/1,1	1,2/1,6	0,93/0,93	0,20
9	0,55/0,71	0,84/0,96	0,30/0,18	0,07
10	0,42/0,46	0,52/0,82	0,21/0,21	0,02
11	0,26/0,31	0,52/0,38	0,24/0,12	0,01
12	0,26/0,23	0,24/0,26	0,18/0,03	0,0033
13	0,10/0,15	0,15/0,19	—	0,0009
14	0,33/0,40	0,54/0,82	0,03/0,06	0,0003

Примечание. В числителе приводятся эмпирические вероятности появления группировок повышенной водности, в знаменателе — пониженной водности.

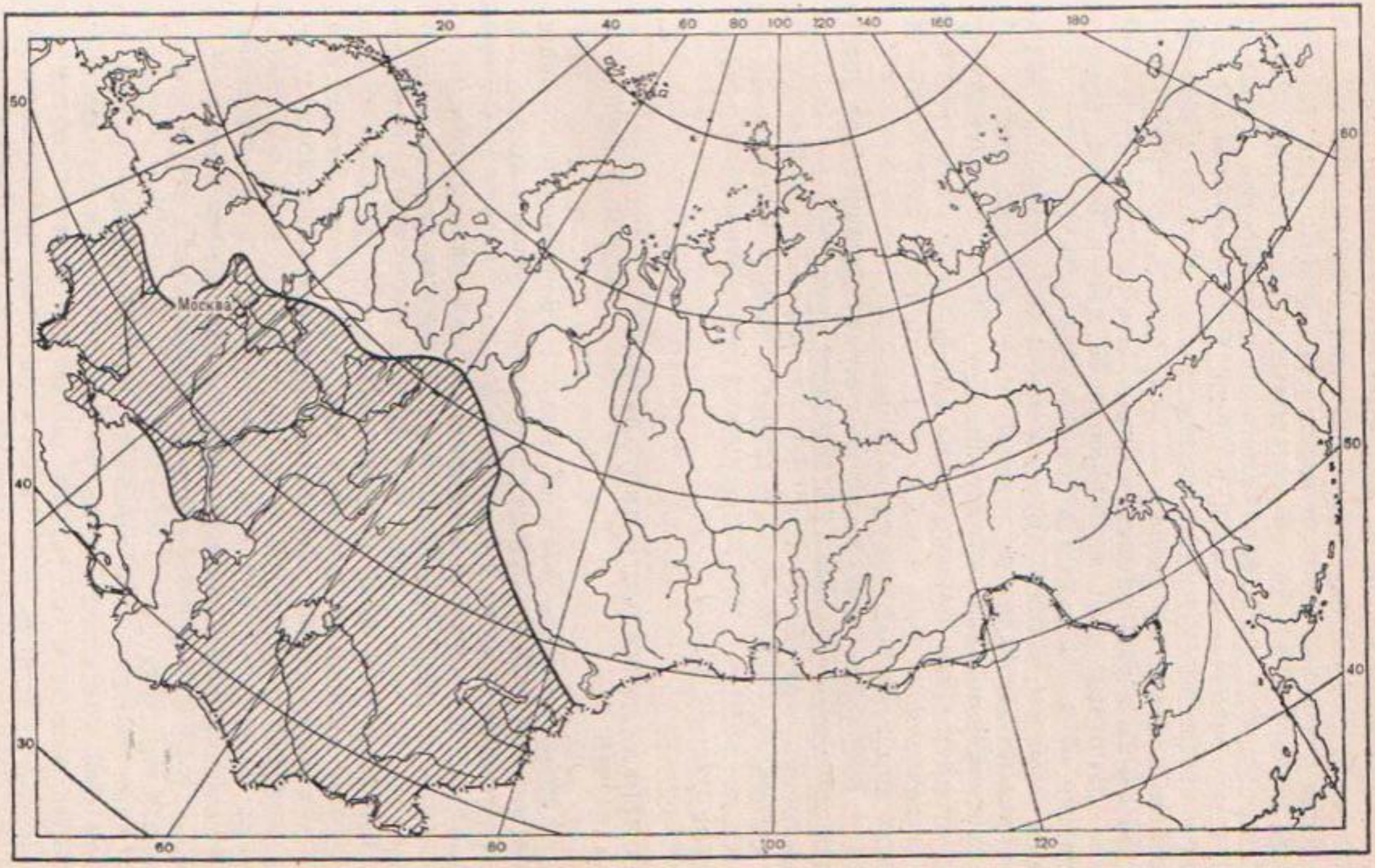


Рис. 3.1. Районы со средней длительностью группировок более 2,7 лет в колебаниях наименьших расходов воды.

группировок различной длины по зимнему и абсолютному минимуму и по годовому стоку, полученные для совокупности 371 ряда наблюдений на реках земного шара [72]. Данные этой таблицы показывают, что для трех сравниваемых характеристик речного стока вероятности появления коротких группировок (от 1 до 5 лет) мало различаются между собой. С увеличением же длительности группировок частота появления их в рядах минимального стока намного превышает частоту появления группировок такой же длины в рядах годового стока. Это различие становится особенно заметным для группировок 13 лет и более, которые практически не встречаются в колебаниях годового стока.

Таким образом, анализ группирования лет различной водности в многолетних рядах по низкому стоку показал, что:

а) средняя длительность группировок лет с различной водностью в рядах минимального стока выше, чем в рядах годового стока, и равна 2,34 года в колебаниях зимних и 2,62 года — абсолютных минимальных расходов воды;

б) в колебаниях минимального стока сравнительно часто встречаются очень длинные группировки, длиной 10 лет и более, не свойственные годовому стоку;

в) длительные группировки (10 лет и более) характерны для рек южных районов ЕТС, Средней Азии, Западной Сибири и бассейнов Волги и Камы.

3.3. ОЦЕНКА СЛУЧАЙНОСТИ МНОГОЛЕТНИХ КОЛЕБАНИЙ

Результаты анализа повторяемости и длительности группирования лет различной водности позволяют оценить предположение о случайности этого ряда. Этот анализ следует рассматривать как один из шагов в исследовании важной и сложной проблемы анализа структуры временны́х рядов, на основе которого возможен корректный выбор модели описания вероятных колебаний характеристик низкого стока. Известно, что для описания многолетних колебаний годового стока с шагом дискретности в один год наибольшее распространение получили модели случайной выборки с отсутствием корреляти́вной связи и с учетом ее между смежными членами ряда (простая цепь Маркова). Оценим прежде всего возможность использования модели случайной независимой выборки для описания многолетних колебаний минимального стока.

Основные условия, при которых ряд наблюдений за некоторой величиной считается случайной выборкой из генеральной совокупности, состоят в том, чтобы данные наблюдений, во-первых, были независимыми и, во-вторых, одинаково распределенными [38]. В случайной выборке порядок, в котором располагаются наблюденные величины, не играет никакой роли, так как появле-

ние какого-либо значения равновероятно в любом месте выборки. Если выборка неслучайна, то появление какого-либо значения в последовательности наблюдений в той или иной степени предопределен. Так, если в течение наблюдений центр распределения смещался, например непрерывно возрастал, то более естественным становится появление наблюдений в порядке их роста от меньшего к большему с некоторыми исключениями из-за случайных флуктуаций. Иными словами, последовательность наблюдений должна обладать определенной структурой, чтобы она отвечала модели случайной выборки.

Математическая статистика позволяет определить вероятность появления группировок различной длительности в случайной последовательности [38, 72]. Рассчитанные теоретические вероятности появления группировок различной длительности для рассматриваемых совокупностей зимних и наинизших расходов воды рек приведены в табл. 3.3.

Сопоставление теоретических и эмпирических вероятностей появления группировок различной длительности показало, что вероятности появления коротких группировок (1—2 года) в реально наблюденных рядах меньше теоретически ожидаемых и, наоборот, длинные группировки (5 лет и более) в эмпирических данных появляются значительно чаще, чем в случайных последовательностях. Причем по мере увеличения длительности группировок это различие становится все более существенным. Так, если частота появления семилетних группировок в рядах годового стока в 2 раза, а в рядах наименьших расходов в 4 раза превосходит частоту появления группировок такой же длины в случайных выборках, то группировки длиной 10 лет в рядах речного стока встречаются в 10—30 раз чаще, чем в случайных последовательностях (см. табл. 3.3).

На вопрос, случайно ли установленное несоответствие теоретических и эмпирических вероятностей появления группировок различной длительности, получить ответ позволяют также методы математической статистики. Разработаны различные методы оценки случайности ряда наблюдений. В настоящей работе для этой цели использовался критерий серий, описание которого дается в [38, 72, 79].

Обобщающие результаты оценки случайности по критерию серий накопленных за период инструментальных наблюдений данных по минимальному стоку рек даются в табл. 3.4, где для отдельных районов и в целом по СССР приведены сведения о количестве использованных в анализе постов, среднем периоде наблюдений и числе постов, данные которых не соответствуют случайной последовательности по числу группировок и максимальной их длине (проверка проводилась при уровне значимости критерия серий 5%). Неслучайность многолетних рядов по минимальному стоку в подавляющем большинстве случаев обуслов-

Таблица 3.4

Распределение по районам гидрологических постов с неслучайными данными (оценка по критерию серий при $q = 0{,}05$)

Район	Средний месячный зимний минимум				Наименьшие годовые расходы			
	число постов	средний период наблюдений, лет	число постов с неслучайными данными		число постов	средний период наблюдений, лет	число постов с неслучайными данными	
			по общему числу группировок	по максимальной длине группировок			по общему числу группировок	по максимальной длине группировок
Кольский п-ов	11	43,5	2	2	14	41,0	4	2
Карелия, Северо-Запад ЕТС	36	49,3	2	4	37	42,1	10	12
Северный Край	43	50,7	8	10	25	50,5	8	9
Прибалтика	56	53,1	2	5	53	52,9	17	22
Белоруссия	36	54,9	4	4	36	47,1	12	17
Западная Украина, Молдавия	21	50,8	5	8	20	43,2	13	16
Среднее и Нижнее Поднепровье	31	50,1	3	9	32	49,2	14	18
Дон, Сев. Донец, Приазовье, Крым	45	40,9	22	23	29	45,8	14	18
Северный Кавказ					35	45,7	8	11
Западное Закавказье					34	44,5	12	15
Восточное Закавказье, Дагестан					24	38,6	5	5
Верхне-Волжский	52	48,7	15	22	51	48,9	27	24
Бассейн Камы	40	47,7	19	20	41	47,5	23	17
Нижнее Поволжье	26	45,6	17	16	26	44,9	13	15
Бассейн Тобола	17	55,0	11	5	16	50,8	11	7
Центральный и Южный Казахстан	17	45,3	9	6	19	44,5	9	17
Средняя Азия					167	42,8	82	59
Алтай, Зап. Сибирь, Сев. Казахстан	44	48,5	19	16	48	46,7	28	25
Ангаро-Енисейский	37	44,7	6	9	33	43,8	6	9
Лено-Индигирский	28	44,8	6	4	24	44,0	6	5
Дальний Восток	28	49,5	5	7	27	48,9	8	5
Северо-Восток СССР, Камчатка	14	44,1	3	6	13	39,8	3	5
В целом по СССР	582		158	176	804		333	323

лена слишком малым числом группировок при недопустимо большой их длине. Случаи же отклонения гипотезы случайности из-за недопустимо большого числа группировок были буквально единичными.

Анализ показал, что примерно $^2/_3$ использованных рядов по обоим элементам минимального стока характеризуется случайным группированием лет повышенной водности. Для остальных рядов установлено неслучайное группирование лет различной водности: малое число группировок с большой длительностью. Соотношение же рядов со случайным и неслучайным характером группирования лет повышенной и пониженной водности для разных районов различно. На Севере и Северо-Западе ЕТС, в районах Дальнего Востока, Центральной и Восточной Сибири ряды с неслучайным группированием лет повышенной и пониженной водности встречаются значительно реже, чем в центральных и южных районах ЕТС, Западной Сибири, Казахстане и Средней Азии. На рис. 3.2 выделены районы, в которых более 45 % использованных рядов характеризуются неслучайным группированием лет повышенной и пониженной водности в колебаниях наименьших расходов воды. Обращает на себя внимание тот факт, что ряды с неслучайным группированием лет повышенной и пониженной водности чаще всего отмечаются в районах интенсивного использования рек в народном хозяйстве, но и в этих районах наряду с такими рядами имеются ряды, характер группирования лет различной водности которых не противоречит модели случайной выборки.

Следует отметить, что Ратковичем [72] для годового стока также установлено, что средняя длительность группировок лет повышенной и пониженной водности, равная 2,2 года, несколько превышает среднюю длительность группировок, характерную для случайных выборок и равную 1,98, и что эмпирическая частота появления длинных группировок в 40-летних рядах годового стока значительно превышает теоретическую вероятность, ожидаемую в случайных последовательностях. В рядах минимального стока, как показали полученные результаты, отклонения от характеристик случайных последовательностей проявляются еще более ярко. Однако эту особенность многолетних рядов речного стока, выражающуюся в формировании на отдельных водосборах слишком длинных группировок лет различной водности, что при осреднении по совокупности водосборов приводит к увеличению средней длительности группировок, едва ли правильно объяснять повышенной автокоррелированностью стоковых рядов, как это делается в [7, 58, 72]. В самом деле, установленное отклонение от случайных последовательностей рядов по речному стоку, согласно данному выше определению случайной последовательности, может проявляться и проявляется в увеличении внутрирядной связанности и/или нестационарности рядов. Далее будет показано,

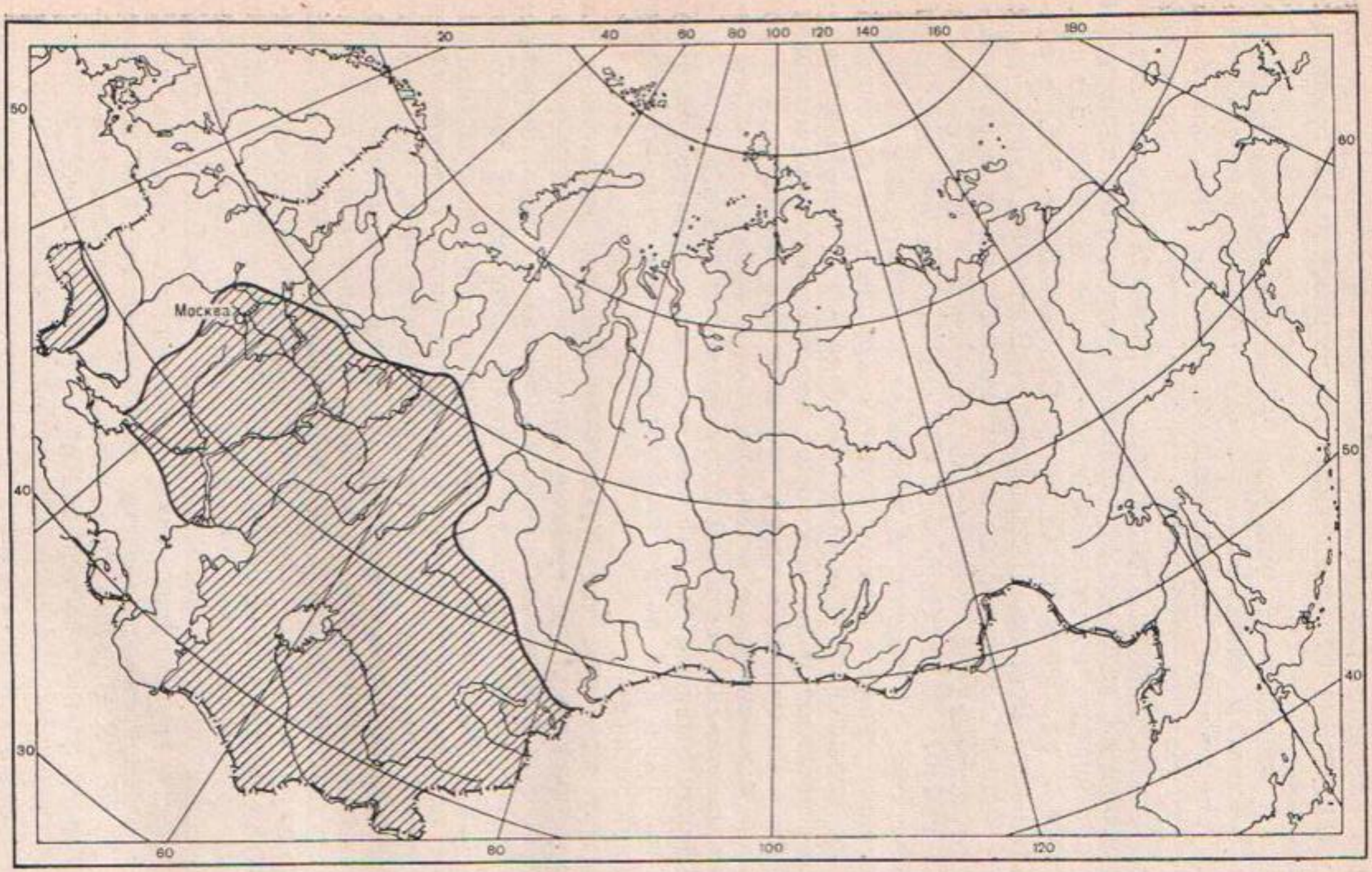


Рис. 3.2. Районы, в которых более половины рядов характеризуются неслучайным группированием лет различной водности в колебаниях наименьших расходов воды. (Критерий серий. Уровень значимости 5 %.)

Таблица 3.5

Распределение (%) неслучайных рядов в зависимости от размеров водосборов

Площадь водосбора, км²	Зимние средние месячные минимальные расходы		Наименьшие за год расходы	
	ЕТС	АТС	ЕТС	АТС
Менее 5 000	15	25	55	52
5 000—50 000	28	38	44	47
Более 50 000	32	29	21	33

что неслучайным рядам действительно свойственна повышенная и очень высокая корреляция между смежными членами ряда (см. табл. 3.9 и 3.10, например). Но не внутрирядная связанность приводит к увеличению средней длительности группировок в многолетних стоковых рядах, а обе эти статистические характеристики, отражающие внутреннюю структуру варьирующего ряда, являются следствием каких-то особенных условий формирования стока на отдельных водосборах. Причем, как показывают табл. 3.4 и рис. 3.2, эти особенные условия чаще всего проявляются на водосборах, расположенных в районах интенсивного использования рек в народном хозяйстве, хотя хозяйственная деятельность и не единственная причина, способная вызвать неслучайный характер группирования лет различной водности и высокую внутрирядную корреляцию в рядах по низкому стоку.

Так как в анализе использованы материалы наблюдений на реках с различными размерами водосборов, то интересно оценить, на какие градации площадей приходится наибольшее количество рядов с неслучайным характером группирования лет различной водности. Оказалось, что по средним месячным зимним минимумам неслучайные ряды характерны в основном для средних и крупных рек, а по абсолютным минимумам — для малых (табл. 3.5).

Что же касается длительности периода наблюдений, то для обеих характеристик минимального стока чаще всего неслучайный характер группирования лет повышенной и пониженной водности отмечался в длинных рядах (табл. 3.6). Так, на реках АТС ряды с периодом наблюдений 70 лет и более практически все имеют неслучайный характер группировок лет в колебаниях абсолютных минимумов. Длинные ряды по обеим характеристикам минимального стока рек ЕТС чаще имеют случайный характер группирования лет с различной водностью, чем на Азиатской территории.[1]

[1] Случайность экспериментальных данных в принципе не должна быть связана с продолжительностью наблюдений.— *Прим. ред.*

Таблица 3.6

Распределение (%) неслучайных рядов в зависимости от длительности наблюдений

Территория	Период наблюдений, лет					
	40	41—50	51—60	61—70	71—80	80
	Зимний средний месячный минимум					
ЕТС	11	17	19	10	29	29
АТС	15	31	28	70	66	75
	Абсолютный минимум					
ЕТС	37	37	34	54	33	59
АТС	40	40	52	62	80	100

Таким образом, оценка случайности группирования лет повышенной и пониженной водности показала, что накопленные за период инструментальных наблюдений данные по минимальному стоку рек СССР разделяются на две группы:

а) для большей части использованных в анализе многолетних рядов (примерно 75 % по зимним минимумам и немногим более 50 % по абсолютным минимумам) характерно группирование лет повышенной и пониженной водности повторяемостью и продолжительностью, не противоречащими модели случайной последовательности; [1]

б) для остальной части использованных рядов наблюдений установлен неслучайный характер группирования лет повышенной и пониженной водности, выражающийся в образовании слишком малого числа группировок при весьма большой их длине. Установленный неслучайный характер группирования лет с различной водностью большой группы рядов может быть связан с нестационарностью и/или с повышенной внутрирядной связанностью рядов, поэтому далее выполняется анализ этих статистических характеристик рядов наблюдений по низкому стоку.

3.4. АНАЛИЗ АВТОКОРРЕЛЯЦИОННЫХ ФУНКЦИЙ

Оценка внутрирядной связанности характеристик минимального стока на массовом материале наблюдений ранее не проводилась. Значения коэффициентов корреляции между смежными членами для рассматриваемых рядов наблюдений менялись в широком диапазоне — от отрицательных до 0,91. Для подавляющего большинства исследованных рядов первые коэффициенты

[1] Этот вывод основан на оценке случайности по индивидуальным рядам речного стока при 5 %-ном уровне значимости.— *Прим. ред.*

автокорреляции положительные. Отрицательные значения r (1) чаще встречались в рядах зимних минимальных расходов. Распределение коэффициентов корреляции между смежными членами стока представлено на рис. 3.3 и в табл. 3.7.

Для всех рассматриваемых совокупностей рек на ЕТС, АТС и в целом по СССР для обеих характеристик минимального стока частотные распределения r (1) оказались двухмодальными. Для зимних минимумов наиболее часто встречались значения r (1) в градациях 0,01—0,10 и 0,21—0,30. В совокупностях наименьших расходов моды приходятся на градации 0,21—0,30 и 0,41—0,50. Интересно отметить, что при анализе совокупности r (1) в рядах годового стока по 140 постам на реках мира Евджевичем также получено двухмодальное распределение [112]. Это обстоятельство заслуживает внимания, так как двухмодальные распределения получены для пяти независимых совокупностей r (1). По-видимому, совокупности r (1) составлены из нескольких распределений с различными центрами.

В интегральных кривых распределения отмечаемые особенности рассматриваемых совокупностей r (1) нивелируются. Интегральные распределения r (1) оказались симметричными: в совокупности r (1) наименьших расходов медиана совпадает, а в совокупности r (1) зимних минимумов близка к среднему арифметическому значению ряда (см. рис. 3.3). Средние значения r (1) в обеих совокупностях отличаются почти на 50 %.

Выполнялся также анализ однородности первых коэффициентов корреляции по отдельным физико-географическим районам с близкими условиями формирования стока. Оценка однородности r (1) в каждом районе осуществлялась путем сравнения эм-

Таблица 3.7

Распределение эмпирических значений первых коэффициентов корреляции по различным градациям

Значения r (1)	Число постов (%) с r (1) в указанных градациях					
	Зимние минимальные средние месячные расходы			Наименьшие годовые расходы		
	ЕТС	АТС	СССР	ЕТС	АТС	СССР
<0	20,6	10,6	17,4	4,2	4,1	4,2
0,01—0,10	19,1	10,6	16,4	9,6	9,4	9,5
0,11—0,20	14,4	15,9	14,9	11,6	11,0	11,4
0,21—0,30	16,1	19,1	17,1	15,6	15,2	15,4
0,31—0,40	10,7	12,2	11,2	15,3	14,4	14,9
0,41—0,50	8,5	14,3	10,3	16,7	17,6	17,1
0,51—0,60	5,0	9,0	6,3	13,4	13,3	13,4
0,61—0,70	3,3	6,9	4,4	8,0	8,6	8,2
$>0,70$	2,3	1,4	2,0	5,6	6,4	5,9
Средние	0,20	0,28	0,23	0,36	0,37	0,37

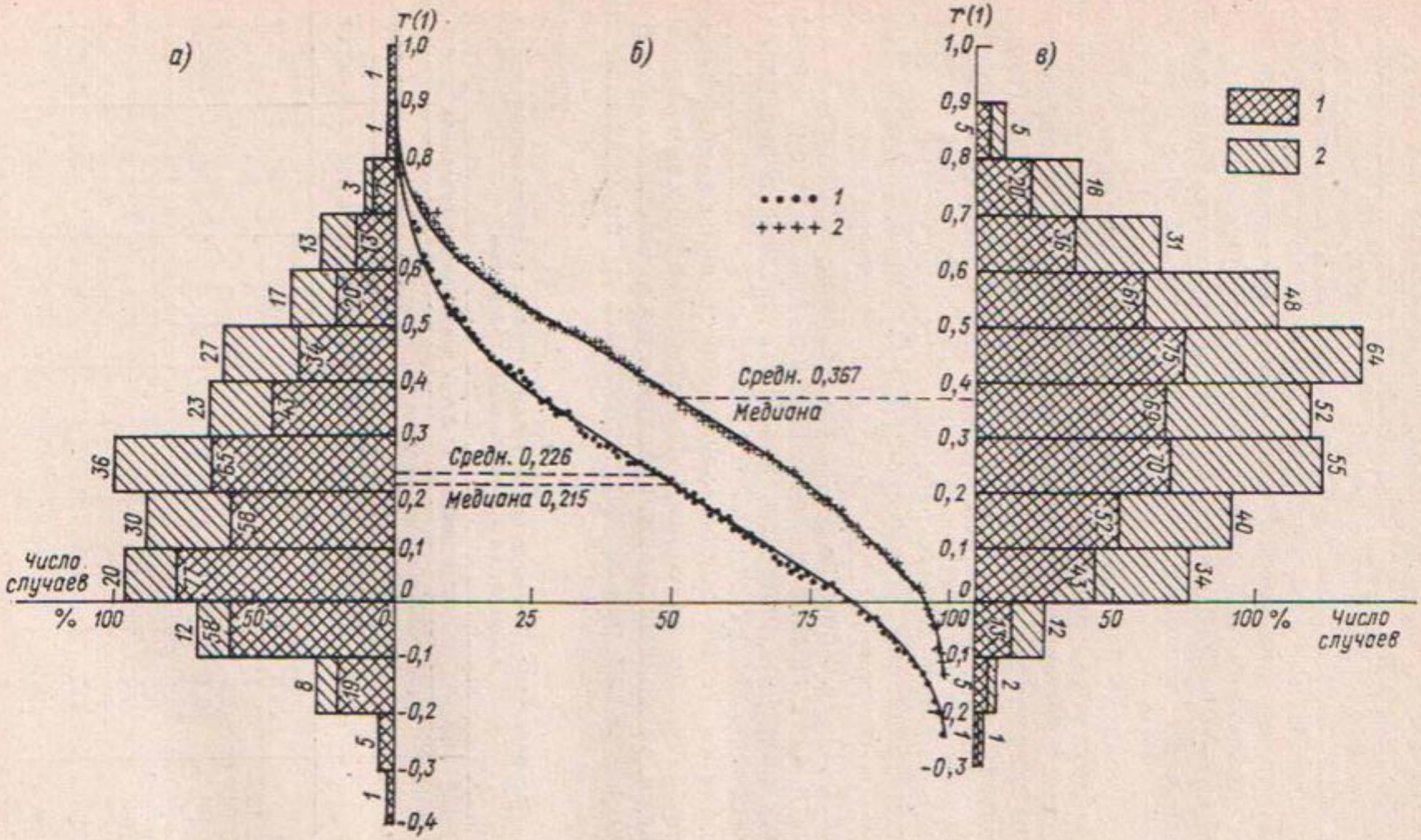


Рис. 3.3. Распределение коэффициентов корреляции между смежными членами ряда минимального стока.

а — зимний минимум (592 ряда), *б* — распределение *r* (*1*) (*1* — зимний и *2* — абсолютный минимум), *в* — абсолютный минимум (812 рядов). (1 — ЕТС, 2 — АТС).

пирических значений r (1) со средним значением, полученным для района, через z-преобразование Фишера [64]. Районная совокупность r (1) условно считалась однородной, если не менее $^2/_3$ r (1) значимо не отклонялись от среднего значения. В табл. 3.8 приводятся результаты оценки однородности r (1) по отдельным районам, выполненные при 5 %-ном уровне значимости, и средние значения $\bar{r}$ (1) для однородных совокупностей. Анализ показал, что для большинства районов СССР совокупности r (1) зимних минимальных и наименьших расходов оказались неоднородными.

Из-за недостаточной длительности многолетних рядов по речному стоку эмпирические оценки внутрирядной связанности, полученные по индивидуальным рядам, могут иметь большие погрешности. Для повышения надежности оценок внутрирядной связанности рекомендуется групповой анализ. В практике исследования корреляционной связанности годового стока основное внимание уделяется первому коэффициенту АКФ как единственному параметру в принятой для описания вероятных колебаний модели простой цепи Маркова. При групповом анализе r (1) годового стока испытаны два приема: 1) группирование r (1) по различным градациям модуля стока [72]; 2) группирование r (1) в районах с однотипными физико-географическими условиями

Таблица 3.8

Оценка однородности совокупностей r (1) и средние значения $\bar{r}$ (1) по отдельным районам. Зимние минимальные расходы

Район	Число постов	Оценка однородности, $q = 0{,}05$	$\bar{r}$ (1)
Кольский п-ов	16	+	0,27
Карелия, Северо-Запад ЕТС	36	+	0,17
Северный Край	43	—	—
Прибалтика	56	+	0,13
Белоруссия	36	+	0,11
Западная Украина и Молдавия	21	—	—
Среднее и Нижнее Поднепровье	31	—	—
Бассейн Дона, Сев. Донца, Приазовье	45	—	—
Верхне-Волжский	52	—	—
Бассейн Камы	40	—	—
Нижнее Поволжье	26	—	—
Бассейн Тобола	17	—	—
Центральный и Южный Казахстан	17	+	0,34
Алтай, Зап. Сибирь, Северный Казахстан	36	—	—
Ангаро-Енисейский	37	+	0,24
Лено-Индигирский	28	+	0,27
Дальний Восток	28	+	0,27
Северо-Восток СССР, Камчатка	14	—	—

Примечание. Знаком «+» отмечены случаи, когда гипотеза однородности совокупности r (1) принимается.

[25, 79]. Оба этих приема неприемлемы для анализа корреляционной связанности минимального стока, так как нет доказательств, что многолетние колебания минимального стока отвечают модели простого процесса Маркова. Кроме того, предварительный анализ коэффициентов корреляции расходов смежных лет в районах с однотипными условиями формирования показал их неоднородность. Это потребовало поиска иных путей.

Просмотр построенных 1400 коррелограмм показал, что многолетним рядам по обеим характеристикам минимального стока свойственно несколько основных типов АКФ, различающихся значениями коэффициентов корреляции и характером их затухания с ростом τ. Визуально выделяются три основные группы АКФ: слабая связь между смежными членами ряда и случайные колебания возле нулевого среднего при больших τ; существенная корреляция между смежными членами ряда, резкий спад ее при $\tau=2$ года и случайные колебания около нуля при последующих сдвигах; высокая корреляция между смежными членами ряда и медленное затухание ее по мере роста τ.

Для объективного разделения построенных АКФ на группы был использован факторный анализ [18, 30]. Факторный анализ позволяет совокупность объектов, описанных набором признаков, разделить на несколько групп, в каждой из которых доминирующее влияние имеет один или несколько факторов, причем количественные показатели самих факторов в анализе не участвуют.

С помощью факторного анализа выполнено разделение на группы АКФ зимних минимумов рек АТС, представленных 10 первыми коэффициентами автокорреляции. Матрица $r(\tau)$ размерами 191×10 четко разделилась на две группы. Из общей совокупности в отдельную группу выделились 30 постов. Характерной особенностью АКФ выделенной группы является высокая корреляционная связанность и слабое затухание ее при возрастании τ. Результаты факторного анализа, таким образом, показали, что групповой анализ АКФ необходимо осуществлять с учетом не одного, а двух основных показателей: первого коэффициента АКФ и характера затухания корреляционной связи во времени.

Для первых 10 значений $r(\tau)$ всех построенных АКФ была проведена оценка значимости отличия от нуля по критерию Неймана [11, 79]. На основании результатов оценки значимости $r(\tau)$ в совокупностях обеих характеристик минимального стока оказалось возможным выделить следующие три типа АКФ:

1) АКФ, для которых связь между смежными и более удаленными членами ряда была незначимой;

2) АКФ со значимой связью при сдвиге на 1—2 года и отсутствием связи при сдвиге более двух лет;

3) АКФ со значимыми $r(\tau)$ при сдвигах на 3 года и более.

Статистический анализ полученных совокупностей АКФ выделенных трех типов для рек ЕТС и АТС показал, что совокуп-

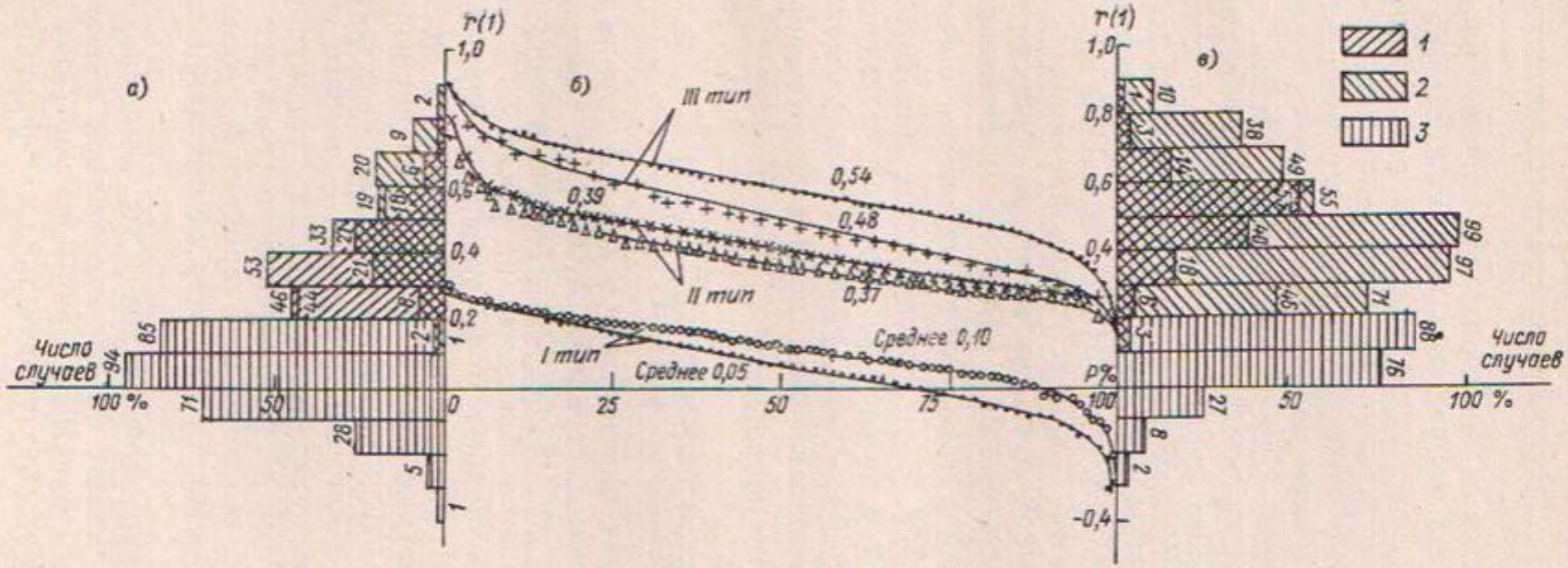


Рис. 3.4. Гистограммы частот и интегральные кривые распределения первых коэффициентов корреляции для трех типов АКФ.

а — зимний минимум (*1* — III тип АКФ, 106 постов; *2* — II тип АКФ, 156 постов; *3* — I тип АКФ, 331 пост); *б* — кривые распределения; *в* — наименьшие расходы (*1* — III тип АКФ, 216 постов; *2* — II тип АКФ, 343 поста, *3* — I тип АКФ, 249 постов).

ности $r(\tau)$ при различных τ являются случайными выборками, отвечающими нормальному закону распределения с математическими ожиданиями и дисперсиями, соответствующими выборочным оценкам [11].

Гистограммы частот и интегральные кривые распределения первых коэффициентов корреляции для каждого из трех рассматриваемых типов АКФ, приведенные на рис. 3.4, показывают, что дифференциальные кривые распределения для обеих характеристик минимального стока становятся одномодальными и более симметричными; более подобными становятся также и интегральные распределения. При группировании АКФ с учетом двух основных показателей корреляционной связанности практически совпадают интегральные кривые распределения первых двух типов АКФ для минимальных зимних и наименьших годовых расходов рек Союза. Некоторое различие, но существенно меньшее, чем на рис. 3.3, сохраняется для III-го типа АКФ. По всей видимости, использованный прием группирования АКФ для III-й группы не в полной мере учитывает особенности корреляционной связанности многолетних рядов по минимальному стоку.

Пределы колебаний $r(\tau)$, выборочные оценки средних $\bar{r}(\tau)$ и стандартных отклонений $\sigma_{\bar{r}(\tau)}$, рассчитанные для совокупностей $r(\tau)$ при различных τ в каждой из трех рассматриваемых групп АКФ, приведены в табл. 3.9. В этой таблице указаны средние квадратические погрешности $\sigma^{*}_{\bar{r}(\tau)}$ ординат автокорреляционной функции, определяемые по формуле

$$\sigma^{*}_{\bar{r}(\tau)} = (1-[\bar{r}(\tau)]^2)/\sqrt{\bar{n}-\tau-1}\,, \qquad (3.1)$$

где $\bar{n}$ — средний период наблюдений в каждой группе АКФ.

Общий вид полученных средних АКФ трех типов для минимального стока приведен на рис. 3.5. Построенные средние АКФ по независимым данным наблюдений на реках ЕТС и АТС всех трех типов хорошо совпадают и по внешнему виду и по значениям $r(\tau)$ (табл. 3.9). Близкими по абсолютному значению оказались также стандартные отклонения при различных τ. Весьма подобными получены АКФ каждого типа для двух рассматриваемых характеристик минимального стока — зимнего и абсолютного минимумов. Это позволяет объединить совокупности АКФ и получить средние АКФ для минимального стока рек СССР, отражающие основные закономерности временной связанности рядов по минимальному стоку и характер ее затухания во времени (табл. 3.9 и рис. 3.6).

Таким образом, групповой анализ АКФ, выполненный с учетом двух основных показателей корреляционной связанности, показал, что многолетним рядам по минимальному стоку рек СССР свойственны три типа автокорреляционных функций, которые

Таблица 3.9

Пределы изменений $r(\tau)$, ординаты средних АКФ зимних минимумов и средние квадратические погрешности их определения

τ	ЕТС				АТС				СССР
	$r(\tau)$	$\overline{r}(\tau)$	$\sigma_{\overline{r}}(\tau)$	$\sigma^{*}_{\overline{r}}(\tau)$	$r(\tau)$	$\overline{r}(\tau)$	$\sigma_{\overline{r}}(\tau)$	$\sigma^{*}_{\overline{r}}(\tau)$	$\overline{r}(\tau)$
	I тип АКФ: $r(\tau) = 0$								
	238 рядов, $\overline{n} = 46{,}6$ года				87 рядов; $\overline{n} = 43{,}5$ года				325 рядов, $\overline{n} = 45{,}2$ года
1	0,27 . . . —0,26	0,05	0,12	0,15	0,28 . . . —0,18	0,10	0,12	0,15	0,06
2	0,53 . . . —0,38	0,04	0,16	0,15	0,47 . . . —0,24	0,06	0,14	0,16	0,05
3	0,56 . . . —0,53	—0,01	0,15	0,15	0,35 . . . —0,37	0,04	0,17	0,16	0
4	0,61 . . . —0,34	0,14	0,19	0,15	0,30 . . . —0,39	—0,06	0,16	0,16	0,08
5	0,48 . . . —0,33	0,0	0,17	0,16	0,36 . . . —0,43	—0,04	0,16	0,16	—0,01
6	0,45 . . . —0,39	—0,02	0,16	0,16	0,41 . . . —0,52	—0,05	0,18	0,17	—0,03
7	0,37 . . . —0,44	—0,05	0,14	0,16	0,39 . . . —0,36	—0,05	0,16	0,17	—0,04
8	0,43 . . . —0,34	—0,02	0,14	0,16	0,52 . . . —0,39	—0'03	0,16	0,17	—0,02
9	0,55 . . . —0,37	0	0,16	0,17	0,36 . . . —0,39	—0,03	0,17	0,18	—0,01
10	0,75 . . . —0,41	0,02	0,16	0,17	0,55 . . . —0,33	—0,02	0,17	0,18	0,01
	II тип АКФ: $r(1) \neq 0$								
	84 ряда, $\overline{n} = 49{,}9$ года				71 ряд, $\overline{n} = 48{,}9$ года				155 рядов, $\overline{n} = 49{,}1$ года
1	0,67 . . . —0,19	0,37	0,10	0,12	0,62 . . . 0,20	0,39	0,11	0,12	0,38
2	0,52 . . . —0,16	0,18	0,15	0,14	0,53 . . . —0,13	0,15	0,12	0,15	0,17
3	0,42 . . . —0,28	0,06	0,14	0,15	0,39 . . . —0,40	0,04	0,15	0,15	0,05
4	0,57 . . . —0,25	0,09	0,17	0,15	0,33 . . . —0,48	—0,03	0,17	0,15	0,04

Продолжение табл. 3.9

τ	ETC				ATC				CCCP
	$r(\tau)$	$\overline{r}(\tau)$	$\sigma_{\overline{r}}(\tau)$	$\sigma^{*}_{\overline{r}}(\tau)$	$r(\tau)$	$\overline{r}(\tau)$	$\sigma_{\overline{r}}(\tau)$	$\sigma^{*}_{\overline{r}}(\tau)$	$\overline{r}(\tau)$
5	0,56 . . . —0,32	0,05	0,16	0,15	0,31 . . . —0,40	—0,05	0,16	0,15	0
6	0,49 . . . —0,47	0	0,16	0,16	0,38 . . . —0,50	—0,07	0,19	0,15	—0,03
7	0,45 . . . —0,42	—0,04	0,20	0,16	0,40 . . . —0,53	—0,07	0,20	0,15	—0,05
8	0,49 . . . —0,34	0	0,20	0,16	0,32 . . . —0,41	—0,04	0,17	0,16	—0,02
9	0,53 . . . —0,39	0,02	0,19	0,16	0,71 . . . —0,38	—0,04	0,20	0,16	—0,01
10	0,44 . . . —0,32	0,01	0,19	0,16	0,42 . . . —0,40	—0,05	0,17	0,16	—0,02

III тип АКФ: $r(\tau) \neq 0$

	77 рядов, $\overline{n} = 59{,}0$ года				33 ряда, $\overline{n} = 55{,}0$ года				110 рядов, $\overline{n} =$ $= 58{,}0$ года
1	0,91 . . . —0,19	0,48	0,17	0,10	0,75 . . . 0,28	0,54	0,11	0,10	0,50
2	0,88 . . . —0,20	0,44	0,14	0,11	0,69 . . . 0,20	0,43	0,14	0,11	0,44
3	0,85 . . . —0,10	0,37	0,15	0,12	0,68 . . . 0,17	0,38	0,13	0,12	0,37
4	0,83 . . . —0,19	0,36	0,17	0,12	0,63 . . . —0,06	0,30	0,18	0,12	0,34
5	0,82 . . . —0,24	0,24	0,19	0,13	0,67 . . . —0,16	0,26	0,21	0,13	0,25
6	0,76 . . . —0,29	0,21	0,22	0,13	0,60 . . . —0,13	0,21	0,21	0,14	0,21
7	0,78 . . . —0,43	0,18	0,20	0,14	0,66 . . . —0,19	0,20	0,23	0,14	0,19
8	0,73 . . . —0,33	0,14	0,19	0,14	0,64 . . . —0,18	0,19	0,23	0,14	0,17
9	0,66 . . . —0,40	0,14	0,21	0,14	0,59 . . . —0,24	0,15	0,22	0,15	0,14
10	0,61 . . . —0,50	0,11	0,21	0,14	0,52 . . . —0,19	0,18	0,19	0,15	0,12

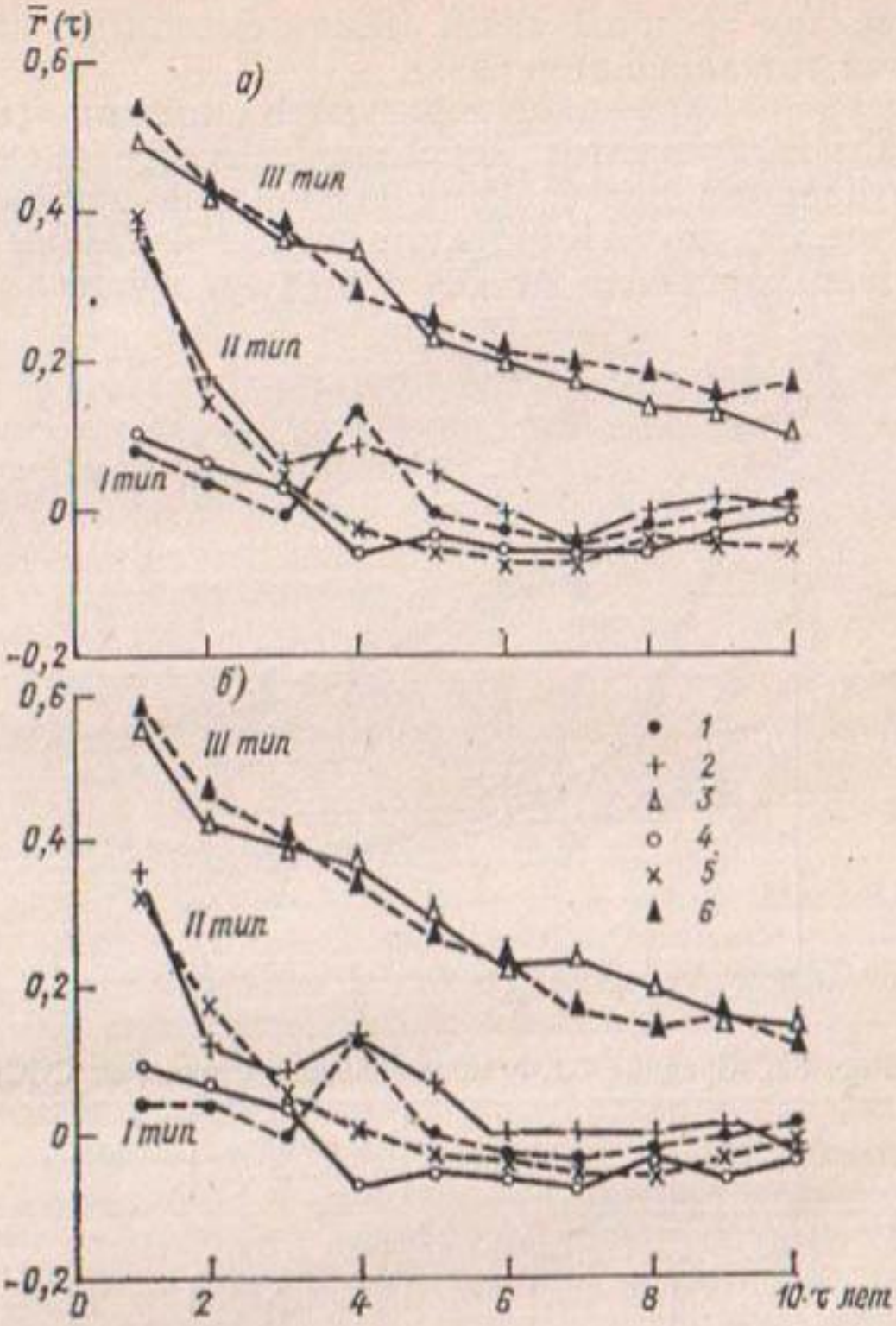


Рис. 3.5. Средние АКФ трех типов для минимального стока рек СССР.

Обозначения	Тип АКФ	Число постов n	$\overline{N}$ лет
	а—зимний минимум		
1	ЕТС, I	238	46,6
2	ЕТС, II	84	49,9
3	ЕТС, III	77	59,0
4	АТС, I	87	43,5
5	АТС, II	71	48,9
6	АТС, III	33	55,0
	б—абсолютный минимум		
1	ЕТС, I	141	43,1
2	ЕТС, II	174	48,2
3	ЕТС, III	139	48,3
4	АТС, I	102	42
5	АТС, II	172	44,3
6	АТС, III	78	46,6

различаются как теснотой связи между смежными членами, так и характером затухания этой связи.

АКФ первого типа характеризуются малыми (менее 0,10) значениями коэффициентов корреляции между смежными членами и случайными колебаниями около нуля при последующих сдвигах. Известно, что АКФ такого типа свойственны процессам, корреляционно слабо- или не связанным во времени.

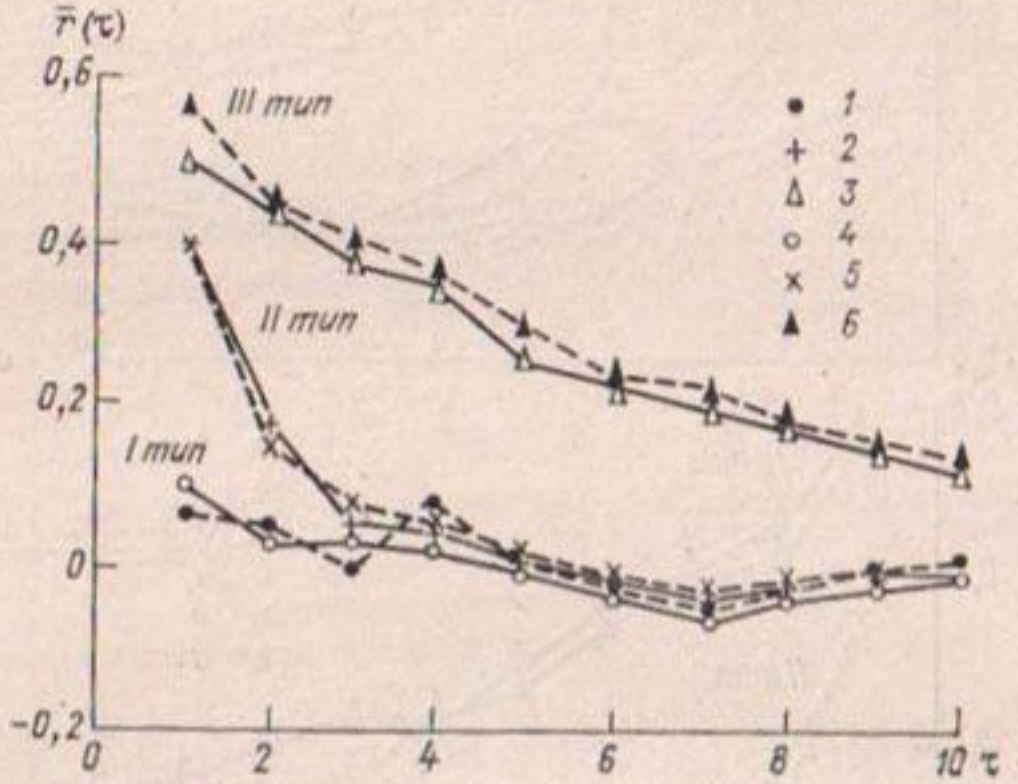


Рис. 3.6. Средние АКФ минимального стока рек СССР.

Обозначения	Тип АКФ	Число постов n	$\bar{N}$ лет
	Зимний минимум		
1	I	325	45,2
2	II	155	49,1
3	III	110	58,0
	Абсолютный минимум		
4	I	235	43.3
5	II	356	16,2
6	III	217	47,9

Для АКФ второго типа характерна более высокая связь между смежными членами ряда (до 0,40) и затухание ее по закону $r(\tau) = r(1)^{\tau}$. Для описания процессов с АКФ такого типа в практике гидрологических расчетов широкое применение находит модель простой цепи Маркова.

Третий тип АКФ характеризуется самой тесной связью между смежными членами (0,48—0,54) и более медленным уменьшением ее с ростом r. Для описания затухания $r(\tau)$ вполне приемлемое приближение дает предложенная Г. А. Алексеевым [2] формула с двумя параметрами: коэффициент корреляции между смеж-

ными членами ряда $r(1)$ и знаменатель геометрической прогрессии γ, т. е.

$$r(\tau) = r(1)\,\gamma^{\tau-1}. \qquad (3.2)$$

Знаменатель геометрической прогрессии γ равен в среднем для обеих характеристик минимального стока 0,85.

Следует отметить, что корреляционная функция с двумя независимыми параметрами $r(1)$ и γ получена чисто теоретически в предположении, что она может служить для аппроксимации многих эмпирических корреляционных функций [2]. Однако это важное предположение не имело практического использования в гидрологических исследованиях. Вместе с тем функция (3.2) является общим выражением для широкого класса автокорреляционных функций, в частном случае при $\gamma = r(1)$ она обращается в автокорреляционную функцию $r(\tau) = r(1)^{\tau}$. Интересно также отметить, что Алексеев теоретически показал, что в простой цепи Маркова коэффициент корреляции между смежными членами ряда $r(1)$ не может быть более 0,5. Обработав большое количество рядов по минимальному стоку рек и далее по осадкам и температуре воздуха теплого периода, мы получили экспериментальное подтверждение этого теоретического вывода.

Третий тип АКФ многолетних рядов по минимальному стоку со значимой корреляционной связью при запаздывании в среднем на 5 лет, а в ряде случаев до 10 лет и более, характеризует процессы, по всей видимости, существенно отличающиеся от процессов с отсутствием временно́й корреляционной связанности или с внутрирядной корреляцией по типу простой марковской цепи. Возможно, для описания таких процессов приемлемой окажется модель сложной цепи Маркова или другие авторегрессионные модели. Этот вопрос требует более глубокого изучения структуры временны́х рядов и разработки методов идентификации адекватных моделей для описания вероятных колебаний речного стока.

Таким образом, выбранный прием группирования АКФ речного стока для получения более надежных средних оценок временно́й связанности многолетних рядов во многом определяет конечный результат. В пользу рассмотренного выше приема группирования АКФ с ориентацией на ее две важнейшие характеристики говорят сомнения, которые возникают в отечественной и зарубежной литературе о возможности уместить все многообразие гидрометеорологических процессов в «прокрустово ложе» простой цепи Маркова [84].

Интересно проследить, как распределяются по территории СССР гидрологические посты, многолетние ряды по стоку которых имеют различные типы АКФ. В табл. 3.10 для отдельных физико-географических районов и в целом по СССР показано соотношение числа постов с АКФ выделенных трех типов. В целом по всем исследованным постам более половины рядов по

Таблица 3.10

Распределение по районам постов, ряды наблюдений по минимальному стоку которых имеют АКФ различных типов

Район	Средний месячный зимний минимум					Наименьшие годовые расходы воды				
	число постов	средний период наблюдений, лет	число постов с АКФ типа			число постов	средний период наблюдений, лет	число постов с АКФ типа		
			I $r(\tau)=0$	II $r(1)\neq 0$	III $r(\tau)\neq 0$			I $r(\tau)=0$	II $r(1)\neq 0$	III $r(\tau)\neq 0$
Кольский п-ов	16	42,6	8	8	—	14	41,1	6	7	1
Карелия, Северо-Запад ЕТС	36	49,2	31	4	1	36	41,8	12	18	6
Северный Край	43	50,6	25	12	6	25	50,6	8	12	5
Прибалтика	56	53,0	49	6	1	51	53,2	22	14	15
Белоруссия	36	54,6	31	2	3	37	45,0	14	9	14
Западная Украина, Молдавия	21	50,8	12	7	2	20	49,4	—	8	12
Среднее и Нижнее Поднепровье	32	49,6	24	4	4	31	49,5	8	11	12
Бассейн Дона, Северского Донца, Приазовье	27	54,8	10	2	15	28	49,2	4	10	14
Северный Кавказ, Восточное Закавказье	21	39,8	12	6	3	38	45,4	18	10	10
Западное Закавказье						34	44,5	12	14	8
Армения, Дагестан						30	40,8	15	14	1
Верхне-Волжский район	53	48,5	28	8	17	51	48,0	10	22	19
Бассейн Камы	42	48,1	12	19	11	39	47,6	8	17	14
Нижнее Поволжье	25	45,6	2	12	11	26	45,0	6	10	10
Бассейн Тобола	18	55,0	6	10	2	16	50,1	2	12	2
Центральный и Южный Казахстан	17	45,3	4	11	2	21	43,9	6	9	6
Средняя Азия						166	43,2	39	82	45
Алтай, Зап. Сибирь, Сев. Казахстан	45	48,3	17	15	13	49	46,2	11	24	14
Ангаро-Енисейский	37	44,7	2	8	5	33	43,8	16	13	4
Лено-Индигирский	27	44,8	15	11	1	24	44,0	8	14	2
Дальний Восток	29	49,5	13	11	5	24	48,5	10	10	4
Северо-Восток СССР, Камчатка	14	44,1	9	1	4	15	39,8	10	3	2
В целом по СССР:	593		331	156	106	808		249	343	216
в %:			55,5	26,2	18,3			46,0	30,4	26,8

зимним минимальным расходам характеризуется отсутствием значимой корреляции во времени; примерно 1/4 рядов имеют значимую связь только между смежными членами ряда; около 1/5 рядов имеют значимую корреляцию при сдвиге на 3 года и более, причем заметная часть рядов этой группы (примерно 30 %) имеет значимую корреляцию при запаздывании на 8—10 лет.

Для наименьших годовых расходов воды установлена более высокая временна́я связанность, чем для зимних минимумов. Это проявляется в том, что меньшее количество рядов (около 30 %) характеризуется отсутствием корреляции; более 40 % рядов имеет значимую связь при сдвиге на 1—2 года и около 25 % рядов свойственна значимая корреляционная связь при больших сдвигах.

Нетрудно проследить определенную закономерность в распределении по территории СССР постов, многолетние ряды по минимальному стоку которых отличаются повышенной корреляционной связанностью. Для районов севера ЕТС, Центральной Сибири и Северо-Востока подавляющая часть рядов характеризуется незначимой корреляцией во времени или значимостью ее при сдвиге на 1—2 года (см. табл. 3.10 и рис. 3.7). Для районов же юга ЕТС, Приуралья, Верхней Волги, Западной Сибири и Средней Азии характерна повышенная коррелированность рядов со слабым затуханием во времени.

Отмечаемая тенденция увеличения корреляционной связанности минимального стока для южных районов страны совпадает с выводами об увеличении корреляции между смежными членами в рядах годового стока для районов с недостаточным увлажнением [72]. Однако при рассмотрении табл. 3.10 невольно обращает на себя внимание тот факт, что для обеих характеристик минимального стока в районах с преобладанием несвязанных рядов встречаются ряды с высокой корреляцией на больших отрезках сдвига и, наоборот, в южных районах наряду с повышенно коррелированными рядами имеют место ряды с отсутствием корреляционной связанности. Поэтому хотя в целом для низкого стока подтверждается тенденция в увеличении $r(1)$ для районов с недостаточным увлажнением, но с модулем стока или с гидрографией водосбора величина $r(1)$, по всей видимости, связана слабо.

Пестрота в распределении различных типов временно́й связи, а также неоднородность $r(1)$ для многих районов свидетельствуют о неправомерности районирования этой характеристики многолетних колебаний низкого стока для определения средних районных величин связи между смежными членами, потому что абсолютное значение первого коэффициента автокорреляции в неполной мере характеризует особенности корреляционной связанности.

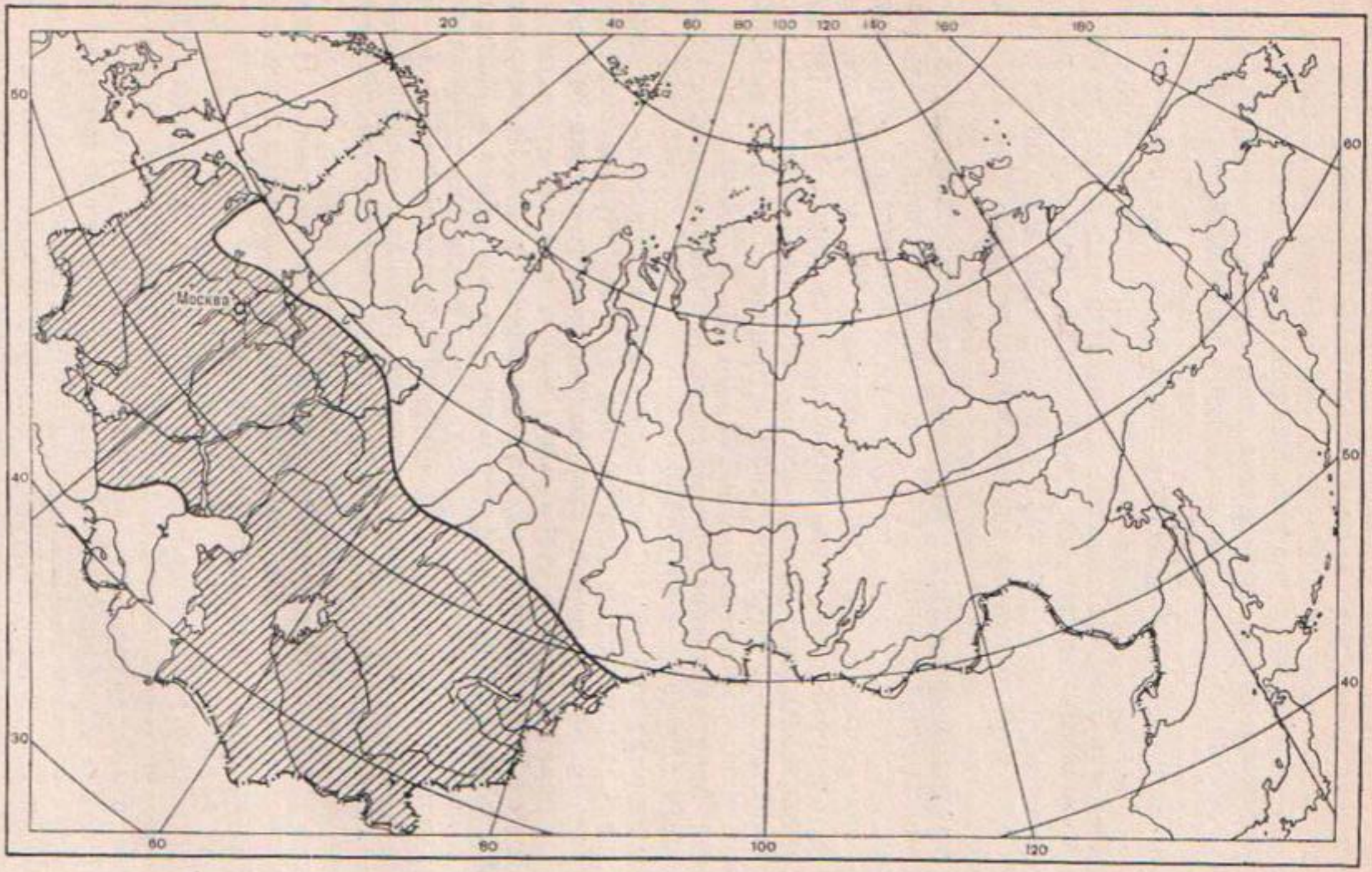


Рис. 3.7. Районы, в которых более 25 % постов имеют АКФ III типа. Наименьшие годовые расходы воды.

При осреднении же r (1) по району без учета закона затухания велика вероятность потерять информацию о рядах с особенными АКФ. Если сопоставить данные табл. 3.4, в которой приведены сведения о распределении по районам постов с неслучайным характером группирования лет различной водности, с данными табл. 3.10, содержащей сведения о распределении постов, многолетние ряды по минимальному стоку которых характеризуются различными типами временно́й связанности, то нетрудно заметить, что подавляющая часть рядов с третьим типом АКФ приходится на районы с неслучайными рядами. Характерно, что рядам с длинными группировками лет различной водности свойственны корреляционные функции третьего и второго типа, АКФ же первого типа встречается в таких рядах сравнительно редко. Как показал анализ стационарности, результаты которого приводятся в следующих разделах, многолетние ряды по минимальному стоку рек, осадкам и температуре воздуха теплого периода с повышенной корреляционной связанностью и неслучайным группированием лет различной водности характеризуются значимыми изменениями средних значений. Эти особенности сравнительно большой группы рядов, которые по минимальному стоку рек чаще всего встречаются в районах интенсивного хозяйственного использования рек, а по температуре воздуха — вблизи крупных городов, свидетельствуют о том, что повышенная коррелированность является следствием тех же причин, происходящих в условиях формирования гидрометеорологических процессов, которые приводят к особенностям внутренней структуры временны́х рядов. Автокорреляционные функции, т. е. теснота связи и характер ее затухания во времени, являются показателями инерционности процессов. Поэтому факторы, обусловливающие инерционность, или тенденции, в протекании процессов, следует искать среди той группы факторов, которые вызывают изменения условий формирования процессов. Понятно, что ими должны служить не неизменные физико-географические параметры водосборов, а изменения во времени осушаемых и орошаемых площадей, вырубки лесов или лесонасаждения, распаханности и урбанизации водосборов, а также глобальные изменения климатических факторов. Речной сток, интегрируя различные тенденции формирующих его факторов, приобретает направленные изменения, одним из показателей которых является АКФ многолетних рядов наблюдений.

Необходимо подчеркнуть одно важное обстоятельство. Зимние минимальные расходы воды, отмечаемые на кривой истощения стока для большей части исследованных рек в конце зимнего меженного периода, а также наименьшие за год расходы воды, которые наблюдаются как в зимнюю, так и в летнюю межень в зависимости от метеорологических условий года, являются показателями переходящих из года в год запасов воды в бассейне.

Принято считать, что повышенная коррелированность, свойственная рядам годового стока, обусловлена запасами переходящей влаги [112]. Анализ АКФ двух элементов минимального стока, характеризующих запасы переходящей влаги в бассейне, не подтверждает это принятое представление, поскольку преобладающей группой рядов для обоих элементов являются ряды с отсутствием значимой корреляционной связанности.

Таким образом, анализ временной связанности накопленных за период инструментальных наблюдений данных по среднему месячному зимнему и наименьшему стоку рек показал:

1) корреляционная связь между смежными членами многолетних рядов низкого стока существенно положительна;

2) для процессов формирования минимальных расходов воды в меженные периоды характерны три основных типа корреляционной связи: а) автокорреляционные функции с весьма слабой связью — до 0,10 между смежными членами и отсутствием таковой между более удаленными членами ряда; б) АКФ со значениями первых коэффициентов корреляции 0,35—0,40 и затуханием корреляционной связи по закону простой цепи Маркова; в) АКФ с корреляционной связью между смежными членами порядка 0,50—0,55 и затуханием ее по закону геометрической прогрессии, начиная со второго члена;

3) многолетние ряды с высокой корреляцией наиболее распространены в районах интенсивного использования рек.[1]

3.5. АНАЛИЗ СТАЦИОНАРНОСТИ МНОГОЛЕТНИХ КОЛЕБАНИЙ

Практика гидрологических расчетов и обоснования водохозяйственных мероприятий базируется на предположении о стационарности характеристик речного стока: распределение вероятностей стока предполагается неизменным на протяжении промежутков времени прошлого периода наблюдений и будущего периода эксплуатации водохозяйственных систем или гидротехни-

---

[1] Выделение трех типов автокорреляционных функций на основе индивидуальных по каждому ряду оценок значимости их ординат несколько условно. В первую группу объединялись АКФ, для которых связь между смежными членами и более удаленными была незначимой. Вместе с тем среднее значение смещенных оценок коэффициентов корреляции между стоком смежных лет для этой группы значимо отличается от нуля и составляет около 0,1. Несмещенная оценка этого параметра будет еще выше. Поэтому представляется целесообразным объединение первого и второго типов АКФ в одну группу. Третий тип автокорреляционных функций, как показано далее, скорее всего объясняется влиянием хозяйственной деятельности, которая приводит к нестационарности низкого стока по средним значениям. В этой ситуации методически более правильно сначала выявить влияние направленного тренда и к отклонениям от него применить автокорреляционный анализ.— *Прим. ред.*

ческих сооружений. Вопросы стационарности минимального стока рек исследованы весьма слабо. Вместе с тем именно на характеристиках минимального стока следует ожидать более выраженное проявление хозяйственной деятельности на водосборах и в руслах рек, направленной на перераспределение водозапасов внутри годового цикла.

Анализ стационарности многолетних колебаний минимального стока выполнялся путем проверки однородности первых моментов распределения за два полупериода наблюдений и за последовательные десятилетние отрезки с использованием различных статистических критериев.

Оценка однородности многолетних рядов за первую и вторую половину периода наблюдений выполнялась с помощью двухвыборочных критериев сравнения Стьюдента, Фишера и Колмогорова—Смирнова. Накопленный опыт применения параметрических и непараметрических критериев сравнения двух выборок в практике гидрологических исследований неоднозначен [52, 57, 82]. Поэтому для анализа однородности рядов по минимальному стоку были использованы параметрические критерии Стьюдента и Фишера и непараметрический критерий Колмогорова—Смирнова с тем, чтобы сопоставить получаемые результаты применительно к исследованию многолетних колебаний сравнительно слабо изученного элемента гидрологического режима.

Несколько слов об обобщении параметрических и непараметрических критериев сравнения на случай коррелированных во времени последовательностей [82]. Многочисленные исследования сделали уже устоявшимися представления, что многолетние колебания годового стока отвечают модели простой марковской цепи. Результаты анализа автокорреляционных функций минимального стока, рассмотренные выше, показали, что колебания минимального стока рек отличаются бóльшим разнообразием. Наряду с не очень значительной группой рядов (около 25 %), отвечающих модели простого марковского процесса, имеется более значительная группа рядов с весьма малой связью между членами, для которых вполне приемлемой может оказаться модель случайной независимой выборки, и, наконец, примерно 25 % рядов имеют весьма высокие значения первых коэффициентов автокорреляции и слабое их затухание с ростом τ. Очевидно, последствия применения обобщенных критериев к рядам с указанными особенностями АКФ будут различны.

Рассмотрим зависимость критических значений Стьюдента от коэффициента корреляции между смежными членами ряда для моделей простого марковского процесса. Для некоррелированных последовательностей ($r(\tau)=0$) критические значения t-статистик сравнительно слабо меняются с изменением объема сравниваемых выборок: от 2,10 до 1,98 при изменении длины от 10 до 100 членов. Зависимость же от величины корреляции исключи-

тельно сильная. Так, уже при весьма слабой корреляции, порядка $r(1)=0{,}10$, при длине сравниваемых выборок $n=25$ поправки в критические значения t-статистик достигают 0,19, т. е. перекрывают диапазон изменения t-статистик при изменении объема от 10 до 100 членов в некоррелированных выборках. А при более высокой корреляции расширение доверительных границ достигает десятков и даже сотен процентов относительно классических значений.

Понятно, что применение критических значений t-статистик, обобщенных для случая корреляции по простой цепи Маркова, к последовательностям, не отвечающим этой модели, некорректно и может приводить к потере информации, представляющей наибольший интерес в анализе стационарности многолетних рядов, особенно в рядах, отвечающих модели случайной выборки. Последствия же применения обобщенных критериев для оценки однородности многолетних рядов с третьим типом АКФ требуют специальных исследований.

Необходимо отметить еще одно положение, связанное с обобщением критериев на случай коррелированных последовательностей. Экспериментальная обработка большого фактического материала наблюдений по низкому стоку показала, что в рядах, в которых визуально заметно направленное изменение среднего, как правило, отмечается высокая корреляция и чаще всего слабое ее затухание с увеличением запаздывания. Поэтому при очень высоких эмпирических оценках первого коэффициента корреляции по обобщенному критерию Стьюдента часто не отвергалась гипотеза стационарности в рядах, в которых отмечаются весьма заметные изменения среднего за первую и вторую половину ряда, фиксируемые как значимые по классическим критериям сравнения двух выборок. Почти все случаи несовпадения оценок гипотезы однородности средних по обобщенному и классическим критериям отмечаются в рядах, для которых другими независимыми методами установлен неслучайный характер группирования лет различной водности и III тип автокорреляционных функций, т. е. это ряды, структуру которых другие методы выделили как особенную. Появляется замкнутый круг: в рядах, в которых есть направленное смещение центра распределения, обусловливающее увеличение внутрирядной связанности, при оценке гипотезы стационарности следует вводить поправки на автокорреляцию, увеличение которой связано с возможной нестационарностью ряда. Эти вопросы, с которыми мы столкнулись при экспериментальной работе, требуют более углубленной проверки.

Поскольку вероятные колебания минимального стока недостаточно изучены и полученные результаты анализа внутрирядной связанности не позволяют утверждать, что для их описания можно выбрать одну модель простой цепи Маркова, оценка стационарности многолетних рядов по минимальному стоку осуществ-

лялась на основании классических критериев сравнения двух выборок, не обобщенных на внутрирядную связанность.[1]

Характерной особенностью рядов по минимальному стоку является содержание статистически и генетически неоднородных величин, появление которых обусловлено особым сочетанием метеорологических условий формирования минимальных расходов в отдельные годы или просчетами в измерениях и подсчете стока. Такие расходы, резко отклоняющиеся на кривой распределения, приводят к существенному искажению эмпирических оценок параметров, особенно моментов второго и более высокого порядка даже в длинных рядах. Параметрический критерий Фишера оказался чрезвычайно чувствительным к наличию в рядах таких нерепрезентативных величин. Случаев неоднородности дисперсий обеих половин ряда из-за наличия в одной из них неоднородной величины (величин) с остальными значениями ряда оказалось слишком много. Для корректного применения критерия Фишера в рядах минимального стока необходимо было бы сначала выявить и исключить нерепрезентативные величины, обусловливающие большие погрешности вычисления эмпирических оценок дисперсии, а затем уже сравнивать дисперсии обеих половин ряда. Математическая статистика располагает достаточным количеством критериев, с помощью которых осуществляется прямое сравнение характера рассеяния двух выборок без предварительной отбраковки нерепрезентативных членов. Одним из таких критериев является двухвыборочный критерий Колмогорова—Смирнова [64].

Непараметрический критерий Колмогорова—Смирнова обладает рядом преимуществ для рядов низкого стока по сравнению с параметрическими критериями Стьюдента и Фишера:

а) он не требует априорных предположений о типе функций распределения сравниваемых выборок;

б) не требует априорных предположений о статистическом равенстве дисперсий при оценке однородности средних;

---

[1] Статистика Стьюдента включает в себя объемы выборок. Поэтому остаточное влияние объема выборок на распределение критерия однородности Стьюдента невелико. Вместе с тем достоверная автокорреляция между стоком смежных лет оказывает более существенное влияние на распределение данной статистики за счет уменьшающегося объема эквивалентно независимой информации, что не учитывается классическим распределением Стьюдента. Аналогично положение дел и с другими критериями однородности, в том числе с критерием Колмогорова-Смирнова, который в классическом варианте разработан лишь для выборок достаточно большого объема. В первом разделе монографии осуществлено обобщение критериев однородности на случай коррелированной по типу простой цепи Маркова и асимметричной гидрологической информации. Неучет этих обстоятельств приводит к тому, что мы чаще будем отвергать гипотезу стационарности, чем это имеет место на самом деле, так как достоверная автокорреляция между стоком смежных лет расширяет доверительные границы классических критериев однородности за счет уменьшающегося объема эквивалентно независимой информации.— *Прим. ред.*

в) полнее использует информацию, содержащуюся в выборке, так как сравнивает непосредственно эмпирические распределения вероятностей, а не эмпирические оценки параметров, которые могут содержать большие погрешности.[1]

Учитывая это, результаты анализа однородности рядов по минимальному стоку приводятся по критерию Колмогорова—Смирнова. С помощью этого критерия анализ однородности средних значений выполнялся сопоставлением эмпирических распределений расходов за обе половины ряда. Сравнение эмпирических распределений, построенных в модульных коэффициентах, позволяет оценить однородность дисперсий обеих половин ряда. И наконец, для исключения влияния возможных различий в средних и дисперсиях осуществлялось сравнение нормированных на среднее и дисперсию величин, что позволяло оценить однородность (различие) в моментах более высокого порядка и типе функции распределения.

В табл. 3.11 приводятся результаты выполненной (при уровне значимости критерия Колмогорова—Смирнова 5 %) оценки однородности многолетних рядов по минимальному стоку рек по отдельным физико-географическим районам и в целом по СССР. Установлено, что большая часть анализируемых рядов (70—75 %) имеет статистически неизменные за период наблюдений средние, дисперсии и тип функции распределения. Выявленная нестационарность рядов (25—30 %) по минимальному стоку в подавляющем большинстве случаев обусловлена изменением средних значений за период наблюдений. Случаи же различия дисперсий за сравниваемые полупериоды наблюдений находится в пределах точности метода оценки.

Порайонное распределение постов с неоднородными по средним значениям рядами наблюдений (см. рис. 3.8 и табл. 3.11) показывает ту же картину, которая была установлена при анализе других статистических особенностей многолетних колебаний минимального стока. Наибольшее количество нестационарных рядов характерно для южных районов ЕТС, Верхней Волги, Камы, Средней Азии. Чаще всего нестационарные ряды по минимальному стоку имели неслучайный характер группирования лет различной водности и повышенную коррелированность, о чем свидетельствует неплохое количественное совпадение приведенных результатов в табл. 3.4, 3.10 и 3.11. Из-за невозможности привести все рабочие таблицы по 1400 исследованным рядам укажем лишь, что совпадение перечисленных особенностей не проявляется для каждого отдельного поста, но характерно для большей части постов при обработке массового материала.

---

[1] Параметрические критерии обычно более мощные именно за счет более полного использования исходной статистической информации.— *Прим. ред.*

Таблица 3.11

Распределение по районам постов с неоднородными данными по минимальному стоку (доверительная вероятность $P = 95\ \%$)

Район	Средний месячный зимний минимум						Наименьшие годовые расходы воды					
	число постов	средний период наблюдений, лет	число постов с неоднородными данными				число постов	средний период наблюдений, лет	число постов с неоднородными данными			
			по средним значениям	по характеру рассеяния	по средним и дисперсиям	по моментам высокого порядка			по средним значениям	по характеру рассеяния	по средним и дисперсиям	по моментам высокого порядка
Кольский п-ов	16	42,1	—	—	—	—	14	41,0	2	—	—	—
Карелия, Северо-Запад ЕТС	36	49,3	1	—	—	—	35	41,8	4	—	—	—
Северный Край	43	50,7	15	1	1	—	25	50,5	6	—	—	—
Прибалтика	56	53,1	4	—	—	—	52	52,9	22	—	—	—
Белоруссия	36	54,9	12	—	—	—	37	46,3	12	—	—	—
Зап. Украина, Молдавия	20	50,4	6	—	—	—	18	43,1	10	—	—	—
Среднее и Нижнее Поднепровье	32	49,8	9	—	—	—	31	49,2	12	—	—	—
Бассейн Дона, Сев. Донца, Приазовье	26	54,7	17	—	—	—	27	49,1	15	—	—	—
Северный Кавказ, Восточное Закавказье	19	39,7	7	—	—	—	34	45,6	6	1	—	—
Западное Закавказье							64	42,5	16	1	1	—
Верхне-Волжский	53	48,5	20	—	—	—	52	48,9	20	—	—	—
Бассейн Камы	40	47,7	14	—	—	—	41	47,5	17	—	—	—
Нижнее Поволжье	26	45,6	12	—	—	—	25	44,5	7	1	1	—
Бассейн Тобола	16	55,0	4	—	—	—	15	50,1	3	—	—	—
Центральный и Южный Казахстан	17	45,1	6	—	—	—	19	47,7	7	1	—	—
Алтай, Зап. Сибирь, Сев. Казахстан	41	47,9	11	1	—	—	48	46,2	14	2	2	—
Средняя Азия							161	43,5	51	4	4	—
Ангаро-Енисейский	37	45,0	6	—	—	—	33	43,8	6	—	—	—
Лено-Индигирский	25	44,8	—	—	—	—	24	44,0	1	—	—	—
Дальний Восток	28	49,4	4	1	—	—	27	48,6	3	—	—	—
Северо — Восток СССР, Камчатка	12	44,0	6	—	—	—	11	39,8	4	—	—	—
В целом по СССР;	579	49,0	144	5	3	—	793	45,8	238	11	8	—
в %			25	0,8	0,5	—			30	1,4	1,0	—



Рис. 3.8. Районы, в которых более 25 % рядов характеризуются нестационарностью минимального стока.

Сравнение средних значений, вычисленных за оба полупериода, показывает, что в целом для рек СССР характерно увеличение минимального стока в последние годы наблюдений, т. е. в 50—70-е годы. Для большинства рек (70—75 %), использованных в анализе, это увеличение стока не превосходит пределов случайных колебаний и оказывается статистически незначимым. Примерно для $^1/_4$ рядов установлено статистически значимое изменение минимальных зимних и наименьших годовых расходов воды, обусловленное чаще всего увеличением стока в последние годы наблюдений. И лишь на отдельных реках установленная неоднородность средних значений связана со значимым понижением стока в последнее 30-летие.

Для самых длинных рядов (с периодом наблюдений 60 лет и более) был выполнен анализ однородности, основанный на сравнении эмпирических распределений t- и F-статистик, вычисленных за последовательные 10-летия, с теоретическими распределениями Стьюдента и Фишера, обобщенных на случай коррелированных последовательностей по закону простого марковского процесса [82]. Соответствие теоретических и эмпирических распределений t- и F-статистик оценивалось с помощью критерия согласия Колмогорова.

Результаты выполненной оценки однородности по 10-летиям приведены в табл. 3.12 и 3.13. Для сравнения в этих таблицах приведены результаты оценки однородности за полупериоды по обобщенным критериям Стьюдента и Фишера, необобщенному критерию Колмогорова—Смирнова, оценки гипотезы случайности и тип автокорреляционной функции. На основании приведенных данных поясним основные положения, которые упоминались в тексте.

Результаты использованных методов оценки однородности средних оказались неплохо совпадающими. А если учесть, что каждый из них сравнивает различные особенности исходного ряда (за два полупериода по критерию Стьюдента сравниваются оценки средних, по критерию Колмогорова—Смирнова непосредственно сопоставляют эмпирические распределения вероятностей за первую и вторую половины ряда и, наконец, оценивается соответствие теоретического распределения эмпирическим распределениям t-статистик, вычисленных за отдельные интервалы ряда), то полученными незначительными расхождениями можно пренебречь. При сопоставлении результатов оценки однородности средних по критерию Стьюдента, обобщенному на внутрирядную корреляцию, и классическому критерию Колмогорова—Смирнова несовпадающие оценки однородности средних получены главным образом для рядов с высокой связью между смежными членами ряда, медленно затухающей во времени (III тип АКФ), для этих же рядов по критерию серий установлен неслучайный характер группирования лет с повышенной и пониженной водностью. То

Таблица 3.12

Сведения о рядах зимних минимальных средних месячных расходов с периодом наблюдений 60 лет и более

Река—пост	Период наблюдений	Длина ряда, лет	Число десятилеток	r (1)	Оценка однородности по десятилеткам				Оценка однородности по полупериодам				Оценка случайности		Тип АКФ
									средних		дисперсий				
					λ_t	H_0	λ_F	H_0	Стьюдента	Колмогорова—Смирнова	Фишера	Колмогорова—Смирнова	по $L_{макс}$	по числу серий	
Тихвинка — Горелуха	1881—1978	98	45	0,19	1,27	+	2,01	—	+	+	—	+	+	+	II
Свирь-Мятусово	1881—1951	68	15	0,35	0,58	+	0,58	+	+	+	+	+	+	+	II
Нева — Новосаратовка	1859—1978	118	55	0,53	1,10	+	0,81	+	+	+	+	+	—	—	II
Сухона — Рабаньга	1880—1978	88	21	—0,06	1,75	—	2,06	—	—	+	—	+	—	+	I
Онега — Надпорожский Погост	1914—77	62	15	0,17	0,85	+	1,09	+	—	—	+	+	—	+	I
Северная Двина — Абрамково	1917—78	62	15	0,10	0,54	+	1,71	—	+	—	—	—	+	+	I
Северная Двина — Усть-Пинега	1882—79	98	36	0,15	0,96	+	1,14	+	—	+	—	+	+	+	I
Сухона — Каликино	1915—76	62	15	—0,03	0,78	+	0,54	+	+	+	+	+	+	+	I
Пинега — Кулогоры	1915—78	62	15	0,30	1,51	—	1,01	+	+	—	+	+	—	+	III
Печора — Якша	1915—78	64	15	0,13	1,36	—	0,19	+	+	+	+	+	+	+	I
Печора — Усть-Шугор	1914—78	64	15	0,18	1,36	—	1,24	+	—	—	+	+	—	—	II
Нарва — Васькнарва	1903—77	72	21	0,51	0,87	+	1,15	+	—	—	+	+	—	—	III
Вента — Кулдига	1989—78	74	21	0,10	0,92	+	1,28	+	+	+	+	+	+	+	I
Даугава — Даугавпилс	1882—1978	90	36	0,08	0,60	+	2,70	—	—	+	—	+	—	+	I
Инструч — Ульяново	1902—78	63	15	0,12	0,97	+	1,78	—	+	—	+	+	+	+	I
Неман — Смалининкай	1812—1978	163	120	—0,06	1,21	+	1,75	—	+	+	+	+	+	+	I
Писса — Зеленый Бор	1902—78	63	15	—0,18	1,32	+	1,28	+	+	+	+	+	+	+	I
Неман — Гродно	1878—1978	99	36	0,03	1,08	+	1,06	+	+	+	+	+	+	+	I
Сож — Славгород	1897—1978	79	28	0,07	0,85	+	0,64	+	—	—	+	+	+	+	I
Сож — Гомель	1900—78	79	28	0,13	0,95	+	1,53	—	+	+	+	+	+	+	I
Днепр — Орша	1882—1978	91	36	0,19	2,04	—	1,98	—	—	—	—	+	+	+	I

Днепр — Смоленск	1882—1978	93	36	0,28	2,04	—	1,92	—	—	—	—	+	—	—	III
Днепр — Речица	1895—1978	80	28	0,07	1,06	+	1,32	+	+	+	+	+	+	+	I
Западная Двина — Витебск	1877—1978	98	45	0	0,67	+	1,81	—	+	+	—	+	+	+	I
Припять — Мозырь	1882—1978	95	36	0,05	0,51	+	2,58	—	+	+	+	+	+	+	I
Березина — Бобруйск	1881—1978	91	36	0	1,32	+	2,16	—	+	+	—	+	+	+	I
Птичь — Лучицы	1895—1978	73	21	0,04	1,79	—	2,66	—	—	—	—	+	+	+	I
Днестр — Залещики	1895—1978	68	15	—0,20	0,70	+	0,81	+	+	+	—	+	+	+	II
Днестр — Галич	1895—1978	65	15	—0,24	0,66	+	0,93	+	+	+	—	+	+	+	II
Днестр — Бендеры	1881—1978	69	15	0,22	1,16	+	0,89	+	+	+	+	+	—	+	II
Южный Буг — Александровка	1914—78	64	15	0,08	0,89	+	1,55	—	—	+	—	+	+	+	I
Днепр — Киев	1881—1964	81	28	0,06	0,53	+	0,80	+	+	+	+	+	—	+	I
Днепр — Кременчуг	1882—1964	92	21	0,24	0,63	+	0,74	+	+	+	+	+	+	+	III
Уж — Полесское	1916—78	62	15	0	1,04	+	1,78	—	+	+	+	+	+	+	I
Десна — Брянск	1895—1978	79	21	—0,05	0,92	+	1,79	—	+	+	+	+	+	+	I
Десна — Чернигов	1895—1978	83	28	0,05	0,79	+	1,06	+	+	+	+	+	+	+	I
Северский Донец —Лисичанск	1893—1978	69	15	0,05	1,24	+	1,62	—	+	+	+	+	+	+	I
Дон — Раздорская	1891—1978	86	28	0.34	2,54	—	2,01	—	—	—	—	+	—	—	III
Дон — Казанская	1891—1978	79	21	0,40	1,61	—	1,10	+	—	—	+	+	—	—	III
Дон — Калач-на-Дону	1876—1959	83	28	0,55	1,83	—	0,85	+	+	+	+	+	—	—	III
Дон — Георгиудеж	1895—1978	82	28	0,35	1,38	—	1,86	—	—	—	—	+	—	—	III
Дон — Хованский	1892—1978	82	28	0,35	1,38	—	1,83	—	—	—	—	+	—	—	III
Хопер — Поворино	1883—1978	82	28	0,48	1,64	—	2,64	—	+	—	+	+	—	—	III
Ворона — Чутановка	1915—78	61	15	0,52	1,43	—	0,54	+	+	+	+	+	—	—	III
Волга — Ельцы	1892—1978	61	15	0,22	0,59	+	1,36	—	+	+	—	+	=	+	II
Волга — Старицы	1892—1978	86	28	0,10	2,10	—	1,01	+	+	+	+	+	—	+	I
Унжа — Макарьев	1897—1978	82	28	0,35	1,64	—	1,38	—	—	+	+	+	—	+	III
Ока — Калуга	1882—1978	97	36	0,24	0,78	+	1,74	—	—	+	+	+	+	+	II
Ока — Муром	1882—1978	95	36	0,30	1,62	—	0,78	+	+	+	—	+	+	+	III
Клязьма — Владимир	1917—78	60	15	0,18	0,39	+	0,54	+	—	—	+	+	+	+	I
Белая — Уфа	1879—1978	100	45	0,45	1,61	—	2,61	—	+	+	+	+	—	—	II
Белая — Бирск	1882—1978	97	36	0,54	0,78	+	1,50	—	+	+	+	+	—	—	II
Вятка — Киров	1879—1978	95	36	0,39	2,04	—	1,32	+	—	—	+	+	—	—	III
Волга — Поляна им. Фрунзе	1877—1955	79	21	0,55	1,05	+	1,19	+	—	+	—	+	—	—	III
Волга — Волгоград	1879—1978	75	21	0,33	0,46	+	1,24	+	+	+	—	+	+	+	II

Продолжение табл. 3.12

Река—пост	Период наблюдений	Длина ряда, лет	Число десятилеток	$r(1)$	Оценка однородности по десятилеткам				Оценка однородности по полупериодам				Оценка случайности		Тип АКФ
									средних		дисперсий				
					λ_t	H_0	λ_F	H_0	Стьюдента	Колмогорова—Смирнова	Фишера	Колмогорова—Смирнова	$L_{макс}$	по числу серий	
Тобол — Курган	1912—78	65	15	0,64	1,08	+	1,16	+	—	—	—	+	—	—	III
Тобол — Ялуторовск	1893—1978	76	21	0,51	0,32	+	0,87	+	+	—	+	+	+	—	II
Тобол — Липовское	1894—1978	78	21	0,53	1,05	+	1,19	+	+	+	+	+	+	—	II
Тура — Верхотурье	1895—1978	66	15	0,42	0,81	+	1,55	—	—	—	+	+	—	—	III
Тура — Тюмень	1897—1978	82	28	0,47	0,95	+	0,26	+	+	+	+	+	+	—	II
Ница — Ирбит	1893—1978	82	28	0,44	1,64	—	0,58	+	+	+	+	+	—	—	II
Пышма — Богатинское	1896—1978	69	15	0,31	0,81	+	1,86	—	—	—	—	+	—	—	II
Урал — Кушум	1915—78	62	15	0,67	0,47	+	0,81	+	+	—	+	+	—	—	III
Обь — Камень-на-Оби	1895—1979	68	15	0,16	0,97	+	1,00	+	+	+	+	+	+	+	II
Обь — Колпашево	1916—79	64	15	0,49	1,08	+	1,67	—	—	—	+	+	—	—	III
Бия — Бийск	1896—1979	84	28	0,34	1,28	+	0,95	+	—	—	+	+	—	—	III
Томь — Новокузнецк	1895—1979	85	28	0,41	0,90	+	1,69	—	—	—	+	+	—	—	III
Томь — Томск	1895—1979	85	28	0,41	0,90	+	1,69	—	—	—	+	+	—	—	III
Томь — Томск	1919—1978	60	15	—0,13	0,85	+	2,01	—	+	+	—	—	+	+	I
Иртыш — Усть-Ишим	1892—1979	82	28	0,60	0,69	+	1,32	+	+	—	+	+	—	—	III
Иртыш — Тобольск	1892—1979	87	28	0,49	1,43	—	0,37	+	+	+	+	+	—	—	III
Амур — Покровка	1892—1963	65	15	0,26	0,31	+	0,39	+	—	—	—	+	+	+	II
Шилка — Сретенск	1897—1979	82	28	0,45	0,84	+	2,06	—	+	+	—	+	—	—	III
Зея — Зейские Ворота	1902—72	71	21	0,26	0,37	+	0,32	+	+	+	+	+	+	+	II
Бурея — Каменка	1911—79	65	15	0,26	1,08	+	1,01	+	+	+	+	+	+	+	I
Енисей — Никитино	1912—78	66	15	0,50	1,32	+	1,32	+	—	—	+	+	—	—	III
Туба — Бугуртак	1912—79	61	15	0,28	1,86	—	0,54	+	—	—	+	+	—	—	III
Прут — Черновицы	1895—1978	66	15	0,44	0,27	+	1,17	+	—	—	—	+	+	+	II

Примечание: Знаком «+» отмечены случаи принятия проверяемых гипотез однородности средних и дисперсий за последовательные 10-летия, за полупериоды, случайности.

есть критерий Стьюдента после обобщения оказывался менее мощным, чем Колмогорова—Смирнова, чаще всего для тех рядов, для которых другими методами установлены особенности внутренней структуры, отличающейся от моделей случайной вы-

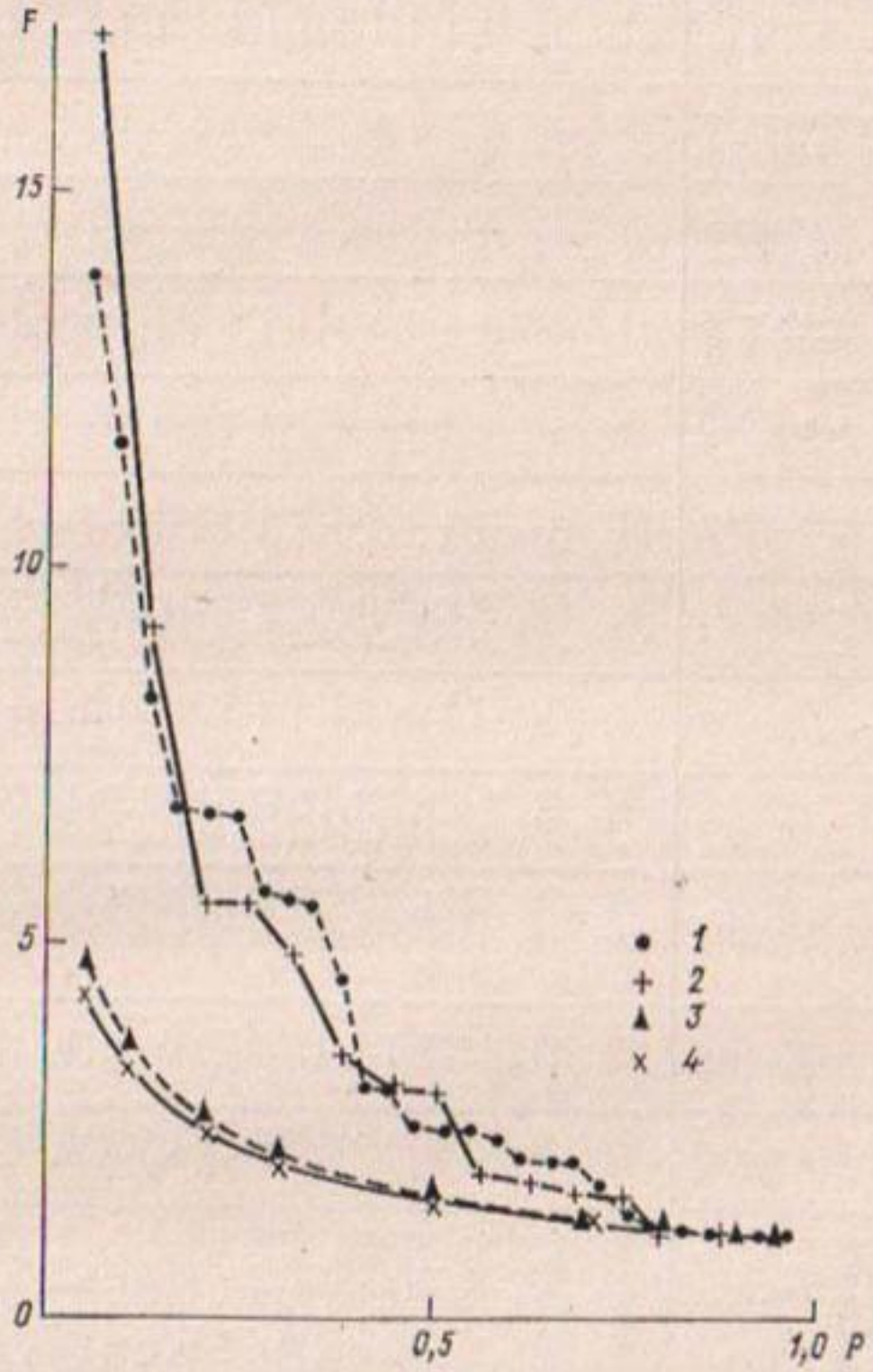


Рис. 3.9. Распределение F-статистик в рядах с непрезентативной величиной.
1 — р. Томь — г. Новокузнецк (N=85, r_1=0,41). *2* — р. Волга — г. Ельцы (N=61, r_1=0,22). *3* — теоретическое распределение Фишера с r_1=0,41, *4* — то же с r_1=0,22.

борки с отсутствием корреляции или значимостью ее только между смежными членами ряда.

Как отмечалось, применение критерия Фишера даже с расширением доверительных границ на внутрирядную связанность нецелесообразно для рядов по минимальному стоку, так как для них характерно весьма частое содержание нерепрезентативных членов, приводящих к существенному завышению эмпирической

Таблица 3.13

Сведения о рядах наименьших за год расходов с периодом наблюдений 60 лет и более

Река—пост	Период наблюдений	Длина ряда, лет	Число десятилеток	$r(1)$	Оценка однородности по 10-летиям				Оценка однородности по полупериодам				Оценка случайности		Тип АКФ
									средних		дисперсий				
					λ_t	H_0	λ_F	H_0	Стьюдента	Колмогорова—Смирнова	Фишера	Колмогорова—Смирнова	по $L_{макс}$	по числу серий	
Онега — Надпорожский Погост	1914—1977	61	15	0,49	1,20	+	1,39	—	+	—	—	+	—	—	II
Северная Двина — Пинега	1882—1978	88	28	0,22	1,00	+	1,38	—	+	+	+	+	—	+	II
Сухона — Каликино	1915—76	61	15	—0,12	1,63	—	0,66	+	+	+	+	+	+	+	I
Печора — Якша	1915—78	60	15	0,27	1,55	—	0,77	+	+	+	+	+	+	+	II
Нарва — Васькнарва	1903—78	72	21	0,53	0,78	+	0,50	+	+	—	+	+	—	+	III
Даугава — Даугавпилс	1881—1978	90	36	0,12	1,08	+	1,98	—	+	+	+	+	—	—	II
Вента — Кулдига	1898—1973	74	21	0,23	0,60	+	0,91	+	+	+	+	+	—	—	II
Вента — Абава	1898—1973	69	15	0,54	1,66	—	1,51	—	+	—	—	+	—	+	III
Неман — Гродно	1877—1978	99	36	0,20	2,52	—	1,98	—	—	—	+	+	+	+	III
Неман — Смалininкай	1812—1978	158	105	0,61	2,56	—	0,51	+	—	—	+	+	—	—	III
Инструч — Ульяново	1901—78	63	15	0,59	1,24	+	0,81	+	+	—	+	+	—	—	III
Анграпа — Берестово	1901—78	63	15	0,52	0,85	+	0,31	+	—	—	+	+	—	—	III
Писса — Зеленый Бор	1901—78	63	15	0,34	1,12	+	0,54	+	—	—	+	+	—	—	III
Западная Двина — Витебск	1899—1965	84	28	0,29	0,32	+	1,22	+	+	+	+	+	+	+	II
Днепр — Смоленск	1882—1965	79	21	0,51	0,64	+	1,24	+	—	—	+	+	+	—	III
Днепр — Орша	1882—1965	77	21	0,29	1,01	+	0,55	+	+	+	+	+	—	+	III
Днепр — Речица	1895—1965	63	15	0,14	0,85	+	0,97	+	+	+	+	+	+	+	I
Березина — Бобруйск	1881—1965	76	21	—0,01	0,59	+	0,59	+	+	+	+	+	+	+	I
Сож — Славгород	1897—1978	73	21	0,27	0,91	+	0,24	+	+	—	+	+	+	+	III
Сож — Гомель	1900—78	75	21	0,30	1,05	+	0,94	+	+	+	+	+	+	+	II

Припять — Мозырь	1882—1977	92	36	0,15	0,96	+	1,98	—	+	+	+	+	—	+	I
Прут — Черновцы	1895—1978	67	15	0,60	0,58	+	1,20	+	+	+	—	+	—	—	II
Днестр — Галич	1895—1978	62	15	0,48	1,39	—	1,67	—	—	—	+	+	—	—	III
Днестр — Залещики	1895—1978	67	15	0,55	1,39	—	1,16	+	—	—	+	+	—	—	III
Днестр — Бендеры	1881—1978	69	15	0,53	1,20	+	0,93	+	+	+	+	+	—	—	III
Южный Буг — Александровка	1914—78	63	15	0,32	0,31	+	0,50	+	+	+	+	+	—	+	II
Днепр — Киев	1881—1974	93	36	0,37	0,90	+	1,08	+	—	—	+	+	—	—	III
Днепр — Кременчуг	1881—1974	92	36	0,41	1,02	+	0,60	+	+	+	—	+	—	+	II
Уж — Полесское	1916—78	60	15	0,52	1,28	+	1,86	+	+	+	+	+	—	—	II
Десна — Брянск	1895—1978	77	21	0,14	0,64	+	1,28	+	—	—	+	+	+	+	I
Десна — Чернигов	1895—1978	82	28	0,23	0,48	+	1,06	+	+	+	+	+	+	+	II
Северский Донец — Лисичанск	1893—1978	66	15	0,53	0,58	+	0,62	+	+	+	+	+	+	+	II
Дон — Георгиудеж	1895—1978	71	21	0,49	1,28	+	0,92	+	+	+	—	+	—	—	II
Дон — Казанская	1891—1978	76	21	0,28	1,05	+	0,69	+	+	+	+	+	+	+	II
Дон — Калач-на-Дону	1877—1958	74	21	0,69	0,55	+	1,56	—	+	+	+	+	—	—	III
Дон — Раздорская	1891—1978	84	28	0,53	1,43	—	1,96	—	+	+	+	+	—	—	III
Унжа — Макарьев	1896—1978	83	28	0,57	1,00	+	1,27	+	+	+	+	+	—	—	III
Ока — Костомарово	1885—1978	75	21	0,54	0,60	+	0,91	+	—	—	—	+	—	—	III
Ока — Калуга	1882—1978	96	36	0,36	0,24	+	1,08	+	+	+	+	+	+	—	II
Ока — Муром	1881—1978	95	36	0,61	1,20	+	0,66	+	+	+	+	+	—	—	II
Белая — Уфа	1881—1965	101	45	0,53	1,61	—	0,87	+	+	+	+	+	—	—	II
Белая — Бирск	1881—1978	98	36	0,54	0,90	+	2,76	—	+	+	+	+	—	—	I
Вятка — Киров	1878—1973	98	36	0,49	0,90	+	1,50	—	—	—	+	+	—	—	III
Волга — Поляна им. Фрунзе	1877—1955	79	21	0,23	0,64	+	1,15	+	+	+	—	+	+	+	II
Тобол — Ялуторовск	1892—1978	76	21	0,65	0,91	+	0,37	+	—	—	+	+	—	—	III
Тобол — Липовское	1894—1978	76	21	0,39	0,82	+	1,70	—	+	+	+	+	—	—	II
Тура — Тюмень	1896—1978	83	28	0,55	0,95	+	1,06	+	+	+	+	+	—	—	II
Пышма — Богадинское	1896—1978	70	21	0,60	1,15	+	1,15	+	—	—	—	+	—	—	III
Урал — Кушум	1915—78	61	15	0,64	0,31	+	0,66	+	+	+	+	+	—	+	II
Обь — Колпашево	1915—79	65	15	0,43	1,16	+	1,47	—	—	—	+	+	—	—	III
Бия — Бийск	1895—1979	85	28	0,32	1,27	+	1,12	+	+	+	+	+	—	—	II
Томь — Новокузнецк	1894—1979	86	28	0,35	0,90	+	2,22	—	+	—	—	+	—	—	II
Томь — Томск	1918—1978	61	15	—0,02	0,51	+	0,97	+	+	+	+	+	+	+	I
Иртыш — Тобольск	1891—1979	80	28	0,55	0,95	+	0,69	+	+	+	+	+	—	—	II

Продолжение табл. 3.13

Река—пост	Период наблюдений	Длина ряда, лет	Число десятилеток	$r(1)$	Оценка однородности по 10-летиям				Оценка однородности по полупериодам				Оценка случайности		Тип АКФ
									средних		дисперсий				
					λ_t	H_0	λ_F	H_0	Стьюдента	Колмогорова—Смирнова	Фишера	Колмогорова—Смирнова	по $L_{макс}$	по числу серий	
Туба — Бугуртак	1911—1979	62	15	0,24	1,51	—	0,93	+	+	—	+	+	+	+	II
Шилка — Сретенск	1897—1979	81	28	0,44	0,90	+	1,85	—	+	+	—	+	—	—	III
Зея — Заречная Слобода	1901—72	72	21	0,16	1,01	+	0,50	+	+	+	+	+	+	+	I
Бурея — Каменка	1910—78	67	15	0,23	0,77	+	0,31	+	+	+	+	+	—	—	III
Амур — Хабаровск	1897—1979	82	28	0,67	1,69	—	1,64	—	—	—	+	+	—	—	III
Нарын — Учкурган	1910—78	62	15	0,89	1,97	—	0,46	+	—	—	—	—	—	—	III
Чирчик — Хаджикент	1900—76	77	21	0,47	0,46	+	0,60	+	+	+	+	+	+	+	I
Сухона — Рабаньга	1880—1978	90	36	0,11	1,08	+	1,08	+	+	+	+	+	—	—	I
Волга — Волгоград	1879—1958	76	21	0,28	0,78	+	1,83	—	+	+	+	+	+	+	II

Примечание: см. примечание к табл. 3.12.

оценки дисперсии. Содержание нерепрезентативной величины (величин) приводит к искажению и эмпирического распределения F-статистик, определяемых по 10-леткам. Проиллюстрируем эту особенность критерия Фишера на нескольких конкретных примерах (см. рис. 3.9). Эмпирическое распределение F-статистик, рассчитанное по статистически неоднородному исходному ряду из-за одной или двух нерепрезентативных точек, становится практически несопоставимым с теоретическим распределением, поэтому ориентироваться на показания критерия Фишера представлялось неоправданным.[1]

Данные табл. 3.12 и 3.13 показывают также, что нестационарные ряды, как правило, характеризуются неслучайным группированием лет повышенной и пониженной водности, проявляющимся в образовании малого числа группировок или слишком длинных группировок, и высокой корреляционной связанностью при слабом затухании ее с увеличением запаздывания (III тип АКФ).

Причинами нестационарности минимального стока рек могут быть различные обстоятельства. Для исследуемых характеристик минимального стока, отмечаемых на большей части территории СССР в периоды, когда реки переходят на устойчивое подземное питание при незначительном участии поверхностного стока или полном отсутствии его, наиболее вероятные причины, вызывающие нестационарность многолетних колебаний, следует связывать с факторами, обусловливающими изменения уровней подземных вод дренируемых реками горизонтов. К этим факторам можно отнести метеорологические условия предшествующих зимней межени периодов и характер их изменения за многолетний период. Хозяйственная деятельность на водосборах (оросительная мелиорация, вырубка лесов, распашка земель и др.) также может приводить к постепенному и направленному изменению уровней подземных вод и связанному с ними минимальному стоку рек. Наряду с хозяйственной деятельностью, изменяющей гидрографические характеристики водосбора, на многолетние колебания минимального стока может заметное влияние оказывать деятельность в руслах рек (заборы и сбросы воды, использование на хозяйственные нужды подземных вод с последующим сбросом их в русла, канализация и спрямление русел). Во многих случаях необходим анализ методик измерения и подсчета стока, изменения и уточнения которых могли привести к заметным изменениям величин минимального стока. Понятно, что влияние различных факторов будет проявляться по-разному. Если изменения клима-

---

[1] Если одна часть выборки заведомо неоднородна по отношению к другой за счет статистически значимых отскакивающих точек и критерий Фишера способен это уловить, то из этого не следовало бы делать вывод о неправильности его применения. Другое дело, что в подбной ситуации более целесообразно использовать, скажем, критерий Диксона в соответствии с рекомендациями первого раздела.— *Прим. ред.*

тических факторов и хозяйственная деятельность на водосборах должны приводить к одинаковым изменениям минимального стока рек сравнительно больших районов, то мероприятия в руслах рек могут сказываться на особенности многолетних данных отдельных пунктов или участков рек. Поэтому выяснение возможных причин, обусловливающих выявленные особенности многолетних колебаний минимального стока рек, требует всестороннего анализа многолетних колебаний климатических факторов, сведений о развитии хозяйственной деятельности на водосборах и в руслах рек, анализа методик измерения и подсчета стока в различные периоды и т. п. В последующих разделах приводятся некоторые результаты, полученные по этим важным вопросам, позволяющие лучше понять основные особенности многолетних колебаний минимальных расходов воды.

Выполненный анализ стационарности многолетних колебаний минимального стока рек показал:

а) накопленные за период инструментальных наблюдений данные по средним месячным зимним и наинизшим расходам воды для большей части постов (более 70 %) на территории СССР характеризуются неизменностью во времени первых двух моментов распределения;

б) нестационарность многолетних колебаний низкого стока установлена примерно для $^1/_4$ постов и связана с различием в средних значениях за первые и последние годы наблюдений;

в) нестационарные ряды по низкому стоку характерны для районов интенсивного использования рек в народном хозяйстве.

3.6. ЦИКЛИЧЕСКИЕ КОЛЕБАНИЯ МИНИМАЛЬНОГО ЗИМНЕГО СТОКА

Многочисленные исследования многолетних колебаний речного стока показали, что им присуща цикличность, выражающаяся в последовательном чередовании группировок многоводных и маловодных лет, т. е. периодов (длительностью в несколько лет) с пониженной и повышенной относительно нормы водностью. Под циклом колебаний стока при этом принято понимать совокупность двух последовательных периодов с повышенной и пониженной водностью, каждый из которых называется фазой соответственно повышенной и пониженной водности [6, 58].

Начиная с конца прошлого столетия проблема изучения циклических колебаний водности рек привлекает внимание многих исследователей как у нас в стране, так и за рубежом. Большое количество работ посвящено исследованию циклических колебаний годового стока, подробное рассмотрение которых приводится в обстоятельных работах В. Г. Андреянова [6] и П. С. Кузина [58]. Выполнено большое количество исследований циклических колебаний подземного стока в реки [34, 50]. Вопросы же циклич-

ности колебаний стока рек в меженные периоды изучены значительно слабее. Они отчасти рассмотрены в работе [58] и более полно в [34, 50].

Имеются обстоятельства, которые оправдывают, на наш взгляд, возвращение к столь давнему вопросу. Это, во-первых, привлечение значительно большего объема исходного материала (примерно в 2 раза больше, чем в работе [50], и в 4 раза больше, чем в [102]). Во-вторых, применение метода осреднения, свободного от недостатков, присущих скользящим *n*-леткам и интегрально-разностным кривым. И наконец, выбор качественно иных показателей для характеристики фаз водности рек в зимний период.

В ряде работ показано [27, 72, 79], что сглаживание многолетних колебаний речного стока посредством скользящих *n*-леток и интегрально-разностных кривых может приводить к существенному сдвигу начала и окончания фаз повышения или понижения водности, а иногда и к изменению фазы в сглаженном ряду на противоположную по знаку относительно исходного ряда. Для предотвращения фазовых сдвигов рекомендуется осуществлять кратное количество последовательных осреднений с малым периодом [27], что реализуется в биномиальном фильтре [72, 79]. Учитывая эти рекомендации, анализ цикличности в многолетних колебаниях минимального зимнего стока рек СССР выполнялся с использованием последовательного парного осреднения членов ряда, при котором весовые коэффициенты симметрично убывают от центрального члена осреднения и представляют собой биномиальные коэффициенты.

Просмотр построенных графиков сглаженных колебаний минимального зимнего стока (около 560 распечаток на АЦПУ), а также анализ предшествующих исследований, убедительно свидетельствуют, что наступление фаз повышенной или пониженной водности на различных реках даже одного физико-географического района происходит неодновременно. Чаще всего на соседних реках или главной реке и ее притоке отмечаются сдвижки в один-два года (иногда более) в начале или окончании фазы, модульные коэффициенты одного и того же периода на различных реках одного района могут меняться в широких пределах. В таких условиях выбор одной показательной реки для характеристики фаз водности всего района едва ли возможен, во всяком случае, не исключается субъективизм, который может сказаться на дальнейших результатах. Поэтому представлялось важным подобрать показатели, которые бы более объективно характеризовали фазы водности в районе.

К числу основных характеристик цикличности колебаний речного стока принято относить: сроки наступления и окончания периодов повышенной и пониженной водности, распределение по территории одновременных фаз водности, длительность фазы и

показатель ее водности. Все перечисленные характеристики цикличности представляют большую информативность, если они получены не на отдельном водосборе, а осреднены по всем имеющимся в районе гидрометрическим постам. Такое порайонное осреднение основных характеристик цикличности выполнялось в работе следующим образом.

Для каждого ряда строилась сглаженная биномиальным фильтром (период осреднения 10 лет) кривая колебаний, на которой многоводные и маловодные фазы оценивались по отношению к медиане ряда. Для выделенного физико-географического района погодично подсчитывалось число пунктов наблюдений с повышенным и пониженным стоком. Фазами повышенной и пониженной водности для всего района считались периоды, когда большая половина рек района переходит в фазу соответствующей водности. Такой подход к выделению многоводных и маловодных фаз в районе носит характер некоторой условности из-за использования не всех рек, но, очевидно, меньшей, чем при оценке, полученной по отдельному водосбору.

Графики (рис. 3.10), на которых для каждого района указанным способом выделены периоды повышенной и пониженной водности, показывают, что границы начала и окончания фаз повышения и понижения водности смещаются от района к району. Тем не менее можно выделить отдельные периоды, в которые фазы понижения или повышения зимнего стока одновременно наступали на реках большей части районов СССР. Наряду с этим в отдельные годы выявляются районы, которые находятся в противоположных по водности фазах.

Так, в периоды 1918—1925, 1935—1945, 1950—1957 гг. (с некоторыми сдвижками начала и окончания) понижение водности отмечается на реках большинства районов страны. Повышение водности в середине 10-х и конце 20-х годов также характерно для рек многих районов, но в эти же периоды реки Среднего и Нижнего Поднепровья, бассейнов Иртыша, Верхнего Енисея, Среднего Амура находятся в фазе понижения зимнего стока.

После окончания маловодного периода 1935—1945 гг. картина распределения фаз повышенной и пониженной водности становится более пестрой. Так, до 1950 г. фаза пониженной водности продолжается на реках северных и северо-западных районов ЕТС, Белоруссии, Среднего и Нижнего Поднепровья, Донского, Верхне-Волжского районов, а также на реках Дальнего Востока и Камчатки, в то время как реки Прибалтики, Западной Украины, бассейна Камы, Нижнего Поволжья, бассейна Тобола, Казахстана, Лено-Индигирского района и бассейна Нижнего Амура переходят в фазу повышенной водности.

На Севере и Северо-Западе ЕТС в 50-е годы зимний сток переходит в фазу повышенной водности, которая продолжается до середины 60-х годов, сменяясь фазой пониженной водности.

В остальных районах СССР в середине 50-х годов отмечается непродолжительный период пониженной водности, который сменяется фазой повышенной водности, продолжающейся вплоть до 1973 г.

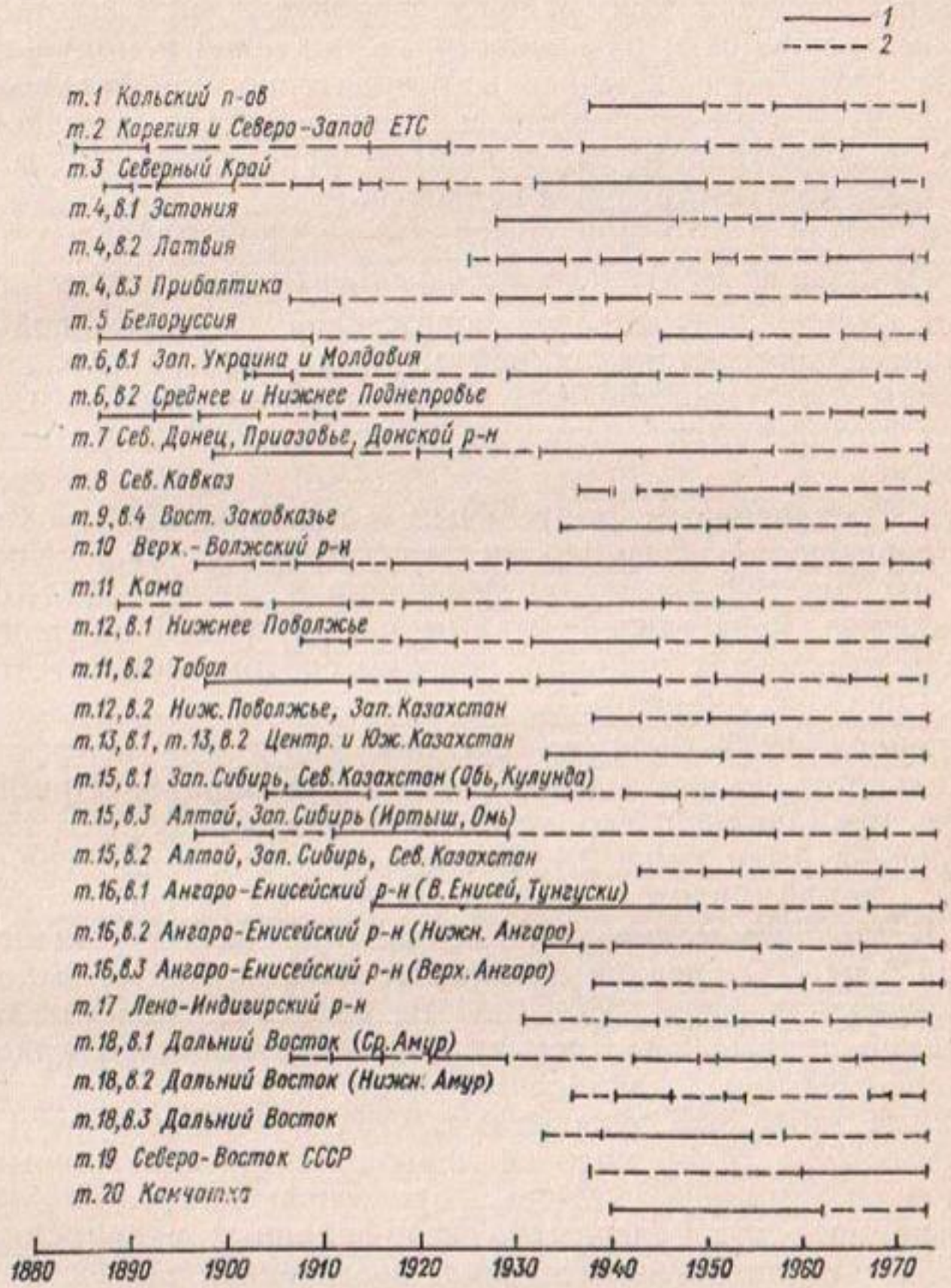


Рис. 3.10. Динамическая средняя. Периоды повышенной (*1*) и пониженной (*2*) водности в колебаниях зимних минимумов.

Таким образом, при сравнении маловодных и многоводных фаз, определяемых не по отдельным водосборам, а как показатели водности большей части рек в каждом районе, выделяются не зоны синхронного и асинхронного стока, а отдельные периоды, в которые водность части или большей части рек находится

в одинаковой фазе или в противоположной. Иными словами, следует говорить не о зонах, а о периодах синхронного и асинхронного стока для различных районов СССР.

Выбранный способ анализа цикличности дает возможность определить средние для районов характеристики длительности отдельных периодов и их водности, выраженной в модульных коэффициентах. Такие осредненные характеристики фаз подсчитывались как средние арифметические длительности и водности периодов по совокупности рек в каждом районе, на которых отмечается фаза соответствующей водности.

В табл. 3.14 и 3.15 приводятся для каждого района и в целом по СССР средние модульные коэффициенты $\overline{k}$ и средние длительности $\overline{n}$ выделенных периодов пониженной и повышенной водности минимального стока зимней межени. Данные обеих таблиц показывают, что многоводные и маловодные фазы в отдельных районах различаются средними показателями водности и длительности.

Самым маловодным, длительным и наибольшим по охватываемой территории за период инструментальных наблюдений оказался период 1935—1944 гг. Маловодная фаза 1880—1893 гг., к сожалению, представлена малым числом рядов наблюдений и только в нескольких районах, поэтому средние показатели этого периода не очень надежны.

В период 1935—1944 гг. средние модульные коэффициенты минимального зимнего стока рек Северо-Запада, Прибалтики, Белоруссии, Западной Украины, Молдавии, Среднего и Нижнего Поднепровья были ниже 0,4. Такие низкие значения средних модульных коэффициентов не отмечались в другие маловодные фазы. В этот же маловодный период на реках остальных районов ЕТС и АТС средние модульные коэффициенты были выше 0,5. Маловодная фаза 1935—1944 гг. оказалась для многих районов самой длительной. Средняя длительность этого периода достигала в некоторых районах 11—15 лет.

Данные табл. 3.15 показывают, что на большей части СССР в середине 50-х годов начался период повышения минимальных расходов в зимнюю межень, продолжающийся до 1973 г. И только на реках северных, северо-западных и западных районов ЕТС эта затянувшаяся фаза повышенной водности прерывалась в 60-е годы маловодным периодом. Средние модульные коэффициенты этой многоводной фазы во многих районах были выше 2,0.

В целом по СССР средние показатели водности и длительности отдельных периодов пониженной и повышенной водности оказались весьма близкими. Средняя длительность маловодных фаз, выделенных за период инструментальных наблюдений, близка к 7 годам, многоводных фаз—к 9 годам. Средние модульные

Таблица 3.14

Осредненные характеристики периодов пониженной водности в зимнюю межень

Район	Число постов	1880—1893 гг.		1905—1911 гг.		1919—1929 гг.		1935—1944 гг.		1949—1957 гг.		1961—1970 гг.	
		$\bar{k}$	$\bar{n}$	$\bar{k}$	$\bar{n}$	$\bar{k}$	$\bar{n}$	$\bar{k}$	$\bar{n}$	$\bar{k}$	$\bar{n}$	$\bar{k}$	$\bar{n}$
Кольский п-ов	16							0,53	12,1				
Карелия, Северо-Запад ЕТС	33	0,45	11,7	0,55	3,5	0,51	6,7	0,37	11,1			0,54	7,7
Северный Край	42	0,57	18,0	0,55	6,0	0,60	7,31	0,61	9,4			0,71	7,1
Эстония	16							0,25	15,4			0,44	6,9
Латвия	17							0,31	8,5			0,38	9,2
Прибалтийский	23			0,43	7,0			0,48	7,7			0,55	9,8
Белоруссия	36	0,46	9,9	0,55	8,0	0,48	7,0	0,38	9,7			0,44	5,9
Зап. Украина, Молдавия	20							0,38	9,3	0,33	6,4	0,37	6,4
Среднее и Нижнее Поднепровье	30			0,37	7,6	0,52	8,0	0,43	7,6			0,40	5,0
Бассейн Сев. Донца и Приазовье	6							0,39	11,5				
Донской	20	0,61	21,2					0,57	15,0				
Верхне-Волжский	51			0,65	4,9	0,52	7,0	0,51	10,0				
Бассейн Камы	41	0,57	5,0	0,70	7,3	0,51	5,5	0,50	10,9	0,65	6,6		
Нижнее Поволжье	21			0,73	10,0	0,53	6,7	0,44	9,8	0,48	7,0		
Северный и Восточный Кавказ	17							0,46	10,3	0,49	9,4		
Бассейн Тобола	17					0,52	6,0	0,36	9,5	0,55	5,2	0,46	4,6
Центральный и Южный Казахстан	15							0,66	13,3				
Алтай, Зап. Сибирь, Сев. Казахстан	48							0,70	10,8	0,60	6,0		
Ангаро-Енисейский	36							0,59	8,9	0,59	5,9	0,61	7,0
Лено-Индигирский	24							0,57	7,5	0,66	5,7	0,56	7,6
Дальний Восток	26							0,45	7,1	0,48	5,4	0,47	5,7
Камчатка	8									0,73	15,7		
В среднем по СССР:	563	0,53	13,2	0,57	7,0	0,52	6,8	0,47	10,3	0,56	7,4	0,49	6,9

Примечание: В графах $\bar{k}$ и $\bar{n}$ приводятся модульные коэффициенты и продолжительности периодов, вычисленные как средние k и n по группе рек в каждом районе, водность которых была ниже медианы в указанные годы.

Таблица 3.15

Осредненные характеристики периодов повышенной водности в зимнюю межень

Район	Число постов	1984—1904 гг.		1912—1918 гг.		1925—1934 гг.		1945—1951 гг.		1954—1962 гг.		1969—1973 гг.		1954—1983 гг.	
		$\bar{k}$	$\bar{n}$	$\bar{k}$	$\bar{n}$	$\bar{k}$	$\bar{n}$	$\bar{k}$	$\bar{n}$	$\bar{k}$	$\bar{n}$	$\bar{k}$	$\bar{n}$	$\bar{k}$	$\bar{n}$
Кольский п-ов	16									1,44	8,7	1,45	10,7		
Карелия, Северо-Запад ЕТС	33	1,56	14,7	1,75	7,5	1,77	12,4			2,09	12,7	1,70	8,7		
Северный Край	42	1,47	11,0	1,45	6,3	1,53	10,6			1,50	9,0	1,38	8,9		
Эстония	16							2,96	5,9	2,48	8,4	2,84	8,6		
Латвия	17							2,15	7,3	2,79	9,3	2,21	7,6		
Прибалтийский	23			1,95	9,3			2,14	10,3	2,15	9,7	2,05	7,8		
Белоруссия	36			1,78	10,4					2,21	11,0	2,98	9,8		
Западная Украина, Молдавия	20			2,74	21,5			3,30	7,1			2,37	10,6		
Среднее и Нижнее Поднепровье	30	1,52	6,0	1,88	7,7									2,72	12,3
Бассейн Сев. Донца и Приазовье	6													2,11	21,5
Донской	20			1,37	9,0	1,48	10,5							1,82	19,5
Северный Кавказ, Восточное Закавказье	17			1,35	5,6					2,18	12,0				
Верхне-Волжский	51	1,54	7,2	1,64	6,8	1,45	8,5							1,80	17,5
Бассейн Камы	41	1,48	6,7	1,50	5,5	1,83	6,9	1,66	6,4					1,70	15,7
Нижнее Поволжье	21			1,50	6,0	2,10	9,0	1,82	8,1					1,72	13,8
Бассейн Тобола	17			1,67	8,4	1,83	9,7	1,66	6,4	1,90	9,0	2,02	7,8		
Центральный и Южный Казахстан	15													1,45	15,4
Бассейн Оби, Томи, Кулунды	36	1,51	8,2					1,51	5,5	1,67	11,3	1,58	8,3		
Алтай, Западная Сибирь	12	1,35	4,5							1,51	8,3	1,45	8,2		
Ангаро-Енисейский	36							1,40	5,2	1,52	10,4			1,46	16,1
Лено-Индигирский	24							1,47	6,9	1,49	8,3				
Дальний Восток	26							1,73	5,1					2,01	9,8
Камчатка, Северо-Восток СССР	12													1,30	14,0
В среднем по СССР		1,51	9,1	1,68	8,2	1,71	9,7	1,99	6,8	1,92	9,9	2,12	8,8	1,82	15,6

Таблица 3.16

Обеспеченность средних модульных коэффициентов в маловодные периоды

Район	Число постов	1880—1893 гг.		1905—1911 гг.		1919—1924 гг.		1935—1944 гг.		1949—1957 гг.		1961—1970 гг.	
		$\bar{k}$	P	$\bar{k}$	P	$\bar{k}$	P	$\bar{k}$	P	$\bar{k}$	P	$\bar{k}$	P
Кольский п-ов	15							0,53	97,3				
Карелия, Северо-Запад ЕТС	25	0,45	95,7	0,55	91,4	0,51	93,6	0,37	98,0			0,54	92,1
Северный Край	39	0,57	97,2	0,55	97,8	0,60	96,7	0,61	96,3			0,71	91,0
Эстония	13							0,25	96,8			0,44	87,2
Латвия	12							0,31	92,7			0,38	87,6
Прибалтийский	20			0,43	91,3			0,48	89,2			0,55	86,0
Белоруссия	29	0,46	95,3	0,55	90,8	0,48	94,3	0,38	97,3			0,44	95,9
Западная Украина, Молдавия	18							0,38	91,2	0,33	94,1	0,37	92,0
Среднее и Нижнее Поднепровье	32			0,37	96,2	0,52	89,4	0,43	92,1			0,40	95,0
Бассейн Сев. Донца, Приазовье	5							0,39	96,8				
Донской	20	0,61	93,6					0,57	95,2				
Верхне-Волжский район	48			0,65	88,3	0,52	95,4	0,51	95,8				
Бассейн Камы	36	0,57	93,6	0,70	82,8	0,51	96,3	0,50	96,4	0,65	87,5		
Нижнее Поволжье	21			0,73	76,2	0,53	91,1	0,44	95,0	0,48	93,0		
Северный Кавказ, Восточное Закавказье	15							0,46	96,8	0,49	95,8		
Бассейн Тобола	15					0,52	90,9	0,36	96,9	0,55	89,2	0,46	93,3
Центральный и Южный Казахстан	15							0,66	96,7				
Бассейн Оби, Томи, Кулунды	25							0,70	82,9	0,60	88,9		
Ангаро-Енисейский	13							0,59	93,8	0,59	93,8	0,61	93,5
Лено-Индигирский	22							0,57	94,0	0,66	90,0	0,56	94,1
Дальний Восток	10							0,45	93,0	0,48	90,0	0,47	91,5
Северо-Восток СССР, Камчатка	8									0,73	98,0		

Таблица 3.17

Обеспеченности средних модульных коэффициентов в многоводные периоды

Район	Число постов	1884—1904 гг.		1912—1918 гг.		1925—1934 гг.		1945—1951 гг.		1954—1962 гг.		1969—1973 гг.		1954—1983 гг.	
		$\bar{k}$	P	$\bar{k}$	P	$\bar{k}$	P	$\bar{k}$	P	$\bar{k}$	P	$\bar{k}$	P	$\bar{k}$	P
Кольский п-ов	15									1,44	4,24	1,45	4,09		
Карелия, Северо-Запад ЕТС	25	1,56	8,04	1,75	4,30	1,77	4,06			2,09	1,30	1,70	1,40		
Северный Край	39	1,47	3,30	1,45	3,39	1,53	2,56			1,50	2,98	1,38	5,80		
Эстония	13							2,96	1,65	2,48	4,20	2,87	1,95		
Латвия	12							2,15	6,10	2,79	1,22	2,21	5,30		
Прибалтийский	20			1,95	3,85			2,14	2,12	2,15	2,02	2,05	3,03		
Белоруссия	29			1,78	5,40					2,21	2,13	2,98	2,51		
Западная Украина, Молдавия	18			2,74	1,21			3,0	0,71			2,37	2,74		
Среднее и Нижнее Поднепровье	22	1,52	12,4	1,88	4,45									2,72	0,73
Бассейн Сев. Донца, Приазовье	5													2,11	3,23
Донской район	20			1,37	11,5	1,48	7,12							1,82	1,16
Северный Кавказ, Восточное Закавказье	15			1,35	12,9					2,18	0,86				
Верхне-Волжский	48	1,54	6,63	1,64	4,62	1,45	9,50							1,80	2,26
Бассейн Камы	36	1,48	6,80	1,50	5,70	1,85	1,32	1,66	3,01					1,70	2,66
Нижнее Поволжье	21			1,50	9,3	2,10	0,52	1,82	2,20					1,72	4,00
Бассейн Тобола	15			1,67	5,96	1,83	2,92	1,66	5,50	1,90	2,31	2,02	1,58		
Центр. и Южный Казахстан	15													1,45	1,75
Бассейн Оби, Томи, Кулунды	25			1,51	6,80			1,51	6,80	1,67	4,00	1,58	5,30		
Ангаро-Енисейский	13							1,40	5,00	1,52	2,40			1,46	3,88
Лено-Индигирский	22							1,47	6,40	1,49	5,90				
Дальний Восток	10							1,73	6,90					2,01	2,10
Северо-Восток СССР, Камчатка	8													1,30	1,20

коэффициенты всех маловодных фаз примерно равны 0,5, для фаз повышенной водности они меняются в пределах 1,5—2,1.

Для определения обеспеченности средних модульных коэффициентов выделенных периодов повышенной и пониженной водности в каждом районе строилась объединенная кривая распределения вероятностей зимних минимумов. Построение объединенных кривых осуществлялось по методике Г. А. Алексеева [2], реализованной для ЭВМ «Минск-32» в программе пространственно-временного анализа данных наблюдений за речным стоком в районах с однотипными условиями формирования стока [10]. Снятые с объединенных кривых обеспеченности средних районных модульных коэффициентов периодов пониженной и повышенной водности приведены в табл. 3.16 и 3.17.

В таблицах для каждого района приводятся количество постов, данные наблюдений по зимним минимумам которых оказались статистически однородными, средние модульные коэффициенты и их обеспеченности. Можно отметить, что самую высокую обеспеченность 95 % и более для большинства районов имеет маловодный период 1935—1944 гг. Обеспеченность средних модульных коэффициентов остальных маловодных фаз, как правило, меньше 95 %.

Обеспеченности средних модульных коэффициентов многоводных фаз в зимнюю межень показали, что самую малую обеспеченность (как правило, ниже 3 %) имеют модульные коэффициенты многоводного периода 1954—1973 гг., особенно в районах, где эта затянувшаяся фаза повышенного стока не прерывалась маловодным периодом 60-х годов. Обеспеченности остальных многоводных периодов существенно отличаются от района к району.

Вернемся к результатам ранее выполненного анализа однородности многолетних рядов по зимним минимумам за два полупериода наблюдений. Средний сток за первый полупериод для подавляющей части исследованных рек был ниже, чем средний, вычисленный за последние годы. Причем, для 25—30 % рек это различие в средних значениях обоих полупериодов оказалось статистически значимым. Анализ циклических колебаний подтвердил, что установленная нестационарность рядов по зимнему стоку рек связана с изменением водности. Причины же, обусловливающие изменение водности рек, могут быть различными. Безусловно, наибольший интерес представляет анализ многолетних колебаний климатических факторов по отдельным физико-географическим регионам страны, без которого невозможна физическая интерпретация полученных результатов. Анализ цикличности колебаний минимального зимнего стока рек СССР за период инструментальных наблюдений показал, что:

а) отдельные периоды пониженной и повышенной водности в зимнюю межень могут наблюдаться почти одновременно на

большей части рек СССР, так же как в другие периоды водность рек различных районов может находиться в противоположных фазах;

б) самым маловодным и продолжительным периодом, наблюдавшимся на большей части исследованных рек, был период 1935—1944 гг. Начиная с середины 50-х годов на большей части рек отмечается период повышенной водности, который во многих районах продолжается без перерыва до середины 70-х годов.

3.7. ОЦЕНКА ПРОСТРАНСТВЕННО-ВРЕМЕННЫХ КОРРЕЛЯЦИОННЫХ ФУНКЦИЙ

Для оценки пространственной связанности зимних минимальных расходов строились пространственные корреляционные функции (ПКФ) за многолетний период.

ПКФ строились по данным наблюдений на реках ЕТС, АТС и Союза в целом и отдельно на реках, центры тяжести водосборов которых заключены между 50 и 60° северной широты и между 40 и 50° восточной долготы. Для построения ПКФ отбирались посты, многолетние ряды по низкому стоку которых стационарны за период наблюдений, чтобы исключить ряды с направленным изменением средних значений. Такой отбор рядов необходим, на наш взгляд, потому, что направленные изменения средних могут приводить к искусственному увеличению абсолютных значений коэффициентов межрядной корреляции.

В табл. 3.18 приведены сведения о совокупностях постов, отобранных для построения ПКФ, величинах средних $r(l)$ на различных расстояниях, оценке однородности построенных ПКФ, выполняемой по числу попаданий в $k\sigma$-интервал и виде аппроксимирующего выражения.

На рис. 3.11—3.13 показаны построенные пространственные корреляционные функции зимнего минимального стока рек, а также подобранные аппроксимирующие прямые, которые могут быть представлены и слабо затухающими экспонентами.

Оценка однородности построенных ПКФ зимних минимумов показала, что в $k\sigma$-е интервалы попадает несколько меньшее количество коэффициентов корреляции $r(l)$, чем это следовало бы ожидать для однородных совокупностей $r(l)$. Иными словами, построенные ПКФ не являются однородными. К сожалению, заложенная в программе оценка однородности ПКФ не предусматривает выделения постов, данные которых могут приводить к неоднородности ПКФ. Выявлять же такие посты методом перебора не представилось возможным. Нельзя не отметить зависимость ПКФ от выбранных для ее построения постов. Для ЕТС построены две пространственные корреляционные функции для двух различных совокупностей (1 и 2) неповторяющихся постов. Для этих двух совокупностей получены разные ПКФ, отличающиеся значе-

Таблица 3.18

Пространственные корреляционные функции зимних минимумов

Территория	Число постов	Длина периода совместных наблюдений, лет	Величина $r(l)$ на расстоянии, км					Число попаданий в интервал k_σ				$r(0)$	Вид аппроксимирующего выражения
			100	200	300	400	500	1σ	2σ	3σ	>3σ		
ЕТС	45	39	0,44	0,29	0,21	0,30	0,34	45,3	78,4	93,4	6,6	0,353	$r(l) = -0{,}002l + 0{,}353$
	52	38	0,35	0,28	0,30	0,27	0,30	53,8	83,9	95,0	5,0	0,253	$r(l) = -0{,}001l + 0{,}253$
АТС	30	39	0,34	0,20	0,31	0,13	0,21	60,0	92,2	98,9	1,2	0,199	$r(l) = -0{,}001l + 0{,}199$
СССР	60	39	0,37	0,23	0,26	0,21	0,29	60,5	89,4	97,8	2,2	0,198	$r(l) = -0{,}001l + 0{,}198$
СССР, 50—60° с. ш.	40	40	0,60	0,33	0,28	0,33	0,32	49,9	81,3	93,3	6,7	0,355	$r(l) = -0{,}001l + 0{,}355$
ЕТС, 40—50° в. д.	21	40	0,53	0,46	0,43	0,43	0,37	47,1	80,0	92,4	7,6	0,372	$r(l) = 0{,}372\exp \times (-0{,}007l)$

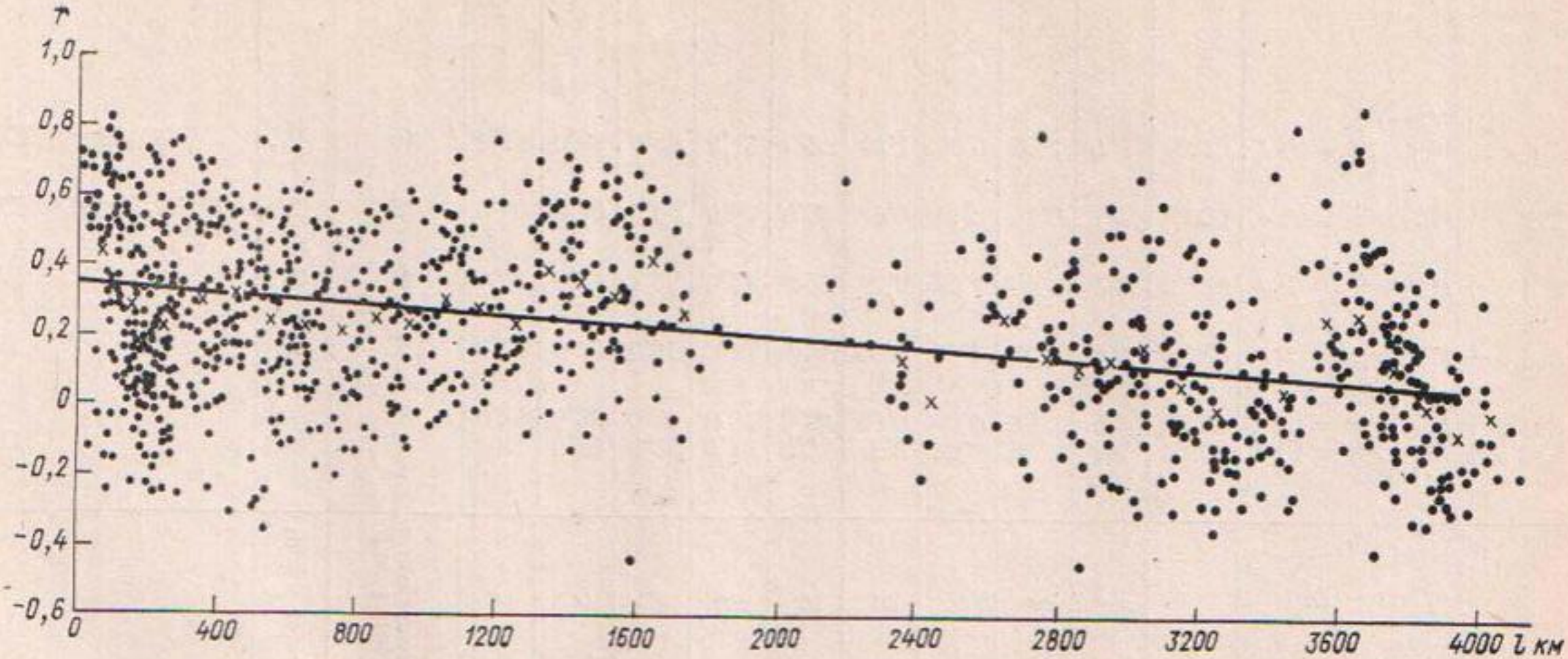
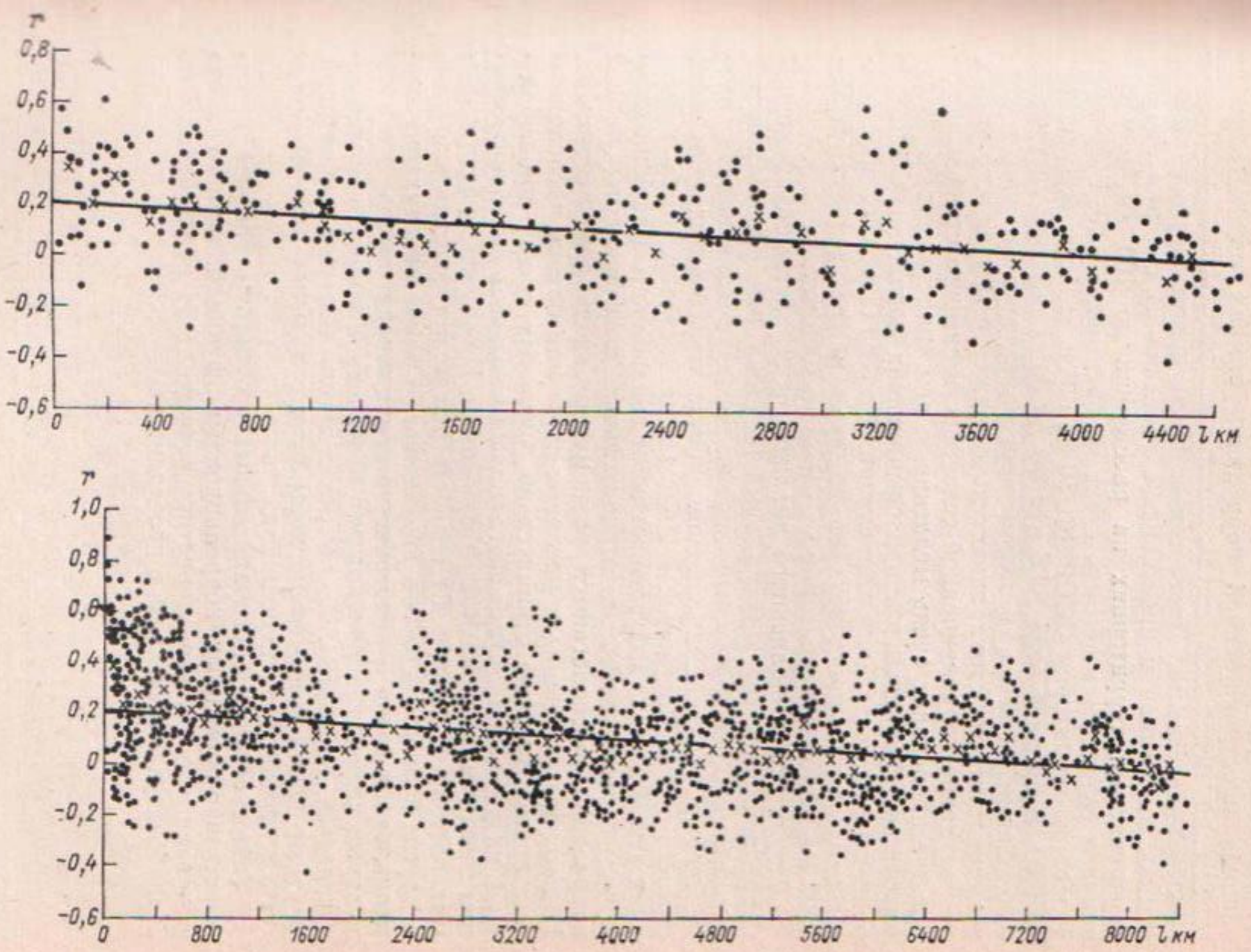


Рис. 3.11. Пространственно-временна́я корреляционная функция. Зимний минимум рек ЕТС.

Рис. 3.12. Пространственно-временна́я корреляционная функция. Зимний минимум рек АТС.

Рис. 3.13. Пространственно-временна́я корреляционная функция. Зимний минимум рек СССР.


T°
0,8
0,6
0,4
0,2
0
-0,2
-0,4
-0,6
0
400
800
1200
1600
2000
2400
2800
3200
3600
4000
4400
l км
T°
1,0
0,8
0,6
0,4
0,2
0
-0,2
-0,4
-0,6
0
800
1600
2400
3200
4000
4800
5600
6400
7200
8000
l км

ниями $r(l)$ и коэффициентами аппроксимирующего выражения. Поэтому построенные ПКФ рассматриваются как первый опыт анализа пространственной корреляции зимних минимумов.

Тем не менее эти предварительные результаты оказались весьма интересными. Построенные ПКФ показывают, что связь зимних минимумов в пространстве невелика. В среднем на рассматриваемых территориях на расстоянии до 100 км корреляционная связанность зимнего стока не превышает 0,40. В средней полосе на территории СССР (от 50 до 60° с. ш.) она повышается до 0,60. В средней зоне ЕТС (от 40 до 50° в. д.) она составляет 0,50. Таким образом, в целом пространственно-временная корреляция зимнего стока значительно ниже, чем годового стока.

Затухание корреляционной связанности зимнего стока в пространстве происходит очень медленно, о чем свидетельствуют полученные коэффициенты в аппроксимирующих выражениях, а также радиусы положительной корреляции. Для ЕТС и АТС пространственная корреляция затухает до нуля на расстояниях 4000—4500 км, для всей территории СССР — на 7000 км.

Результаты выполненного анализа пространственно-временной корреляционной связанности зимнего стока рек представляются логичными, поскольку очень хорошо согласуются и находят объяснение в полученных закономерностях циклических колебаний зимнего стока. Построенные ПКФ также показали, что в колебаниях зимнего стока отсутствуют зоны синхронного и асинхронного стока: положительные и отрицательные коэффициенты парной корреляции располагаются равномерно вдоль оси расстояний. Невысокая межрядная корреляция даже для близко расположенных постов, наличие отрицательно связанных постов при небольшом их удалении друг от друга показывают, что в колебаниях зимних минимумов нет полной синхронности. И на близко расположенных постах в одни периоды водность рек может совпадать по фазе, в другие периоды — быть в противофазе. Слабое же затухание корреляционной связи в пространстве подтверждает вывод, что в отдельные периоды понижения или повышенная водность может наблюдаться одновременно на реках очень больших территорий, в то же время в другие периоды реки отдельных районов могут быть в противофазе по водности.

Таким образом, предварительные результаты анализа пространственно-временных корреляционных функций зимнего стока показали, что эта характеристика речного стока имеет невысокую и слабозатухающую связь в пространстве.

3.8. ФАКТОРЫ, ОБУСЛОВЛИВАЮЩИЕ МНОГОЛЕТНИЕ КОЛЕБАНИЯ ЗИМНЕГО СТОКА

3.8.1. Характеристика использования данных по осадкам и температуре воздуха теплого периода

Анализ многолетних колебаний осадков и температуры воздуха теплого периода выполнялся по данным 144 метеостанций, равномерно расположенных на территории Советского Союза, с периодом наблюдений 1891—1981 гг. (табл. 3.19).

Анализ, выполненный Ц. А. Швер, показал, что возможные погрешности данных по осадкам могут иметь различные источники [98].

С 1891 г. на метеостанциях России началась планомерная установка дождемеров с защитой Нифера. Стандартная установка измерительного прибора — 2 м на уровне приемного устройства дождемера. В 1930 г. был произведен перенос станций на открытое место, что привело к массовому нарушению однородности рядов наблюдений за осадками, причем это нарушение однородности связано главным образом с твердыми осадками. В 1952—1954 гг. осуществлена смена измерительных приборов на сети, что привело к вторичному массовому нарушению однородности рядов наблюдений за твердыми и отчасти смешанными осадками. В 1966 г. произошла смена сроков наблюдений. В [91] показано, что в связи с изменениями сроков наблюдений произошла частичная (в пределах 3—6 %) компенсация изменений, вводимых в ряды наблюдений на смачивание и на испарение.

Таким образом, основными причинами нарушения однородности рядов наблюдений за осадками следует считать смену приборов, осуществленную в 1952—1954 гг., которая привела к нарушению однородности в основном твердых осадков.

Таблица 3.19

Длительность периода наблюдений за осадками и температурой воздуха теплого периода

Период наблюдений, лет	Количество метеостанций	
	по осадкам	по температуре воздуха
Менее 30	2	
31—40	2	2
41—50	20	18
51—60	11	11
61—70	6	6
71—80	14	6
81—91	89	101
Всего	144	144

Таблица 3.20

Продолжительность теплого периода в различных регионах

Район	Начало — окончание, месяц	Продолжительность, месяцы
Кольский п-в, Карелия	V—X	6
Прибалтика	V—IX	5
Белоруссия	IV—X	7
Северный край	V—IX	5
Верхне-Волжский	IV—X	7
Украина, Молдавия	IV—X	7
Приазовье, Крым	III—XI	9
Донской	IV—X	7
Нижнее Поволжье	IV—X	7
Северный Кавказ	IV—X	7
Западное Закавказье	IV—XI	8
Восточное Закавказье	IV—X	7
Бассейн Камы, Тобола	V—IX	5
Север Западной Сибири	VI—IX	4
Западная Сибирь, Алтай	V—IX	5
Центральный Казахстан	IV—X	7
Восточный Казахстан	IV—XI	8
Ангаро-Енисейский	VI—IX	4
Забайкалье	IV—X	7
Лено-Индигирский	VI—IX	4
Дальний Восток, Амур	IV—X	7
Колыма, Чукотка	VI—IX	4
Камчатка	V—IX	5
Средняя Азия	III—XI	9

Предполагалось, что сток рек в зимнюю межень зависит от увлажненности предшествующего периода, которая в общем случае определяется соотношением выпавших осадков и испарившейся влаги. Косвенным показателем испарения служит температура воздуха в теплый период года, поэтому для определения климатического фона, на котором происходили колебания зимнего стока, рассматривались осадки и температура воздуха теплого периода. Средние многолетние сроки начала и окончания теплого периода принимались для каждого региона индивидуально по справочным изданиям «Ресурсы поверхностных вод суши». Для разных регионов продолжительность теплого периода колебалась от четырех до девяти месяцев (табл. 3.20).

3.8.2. Анализ внутрирядной связанности многолетних колебаний осадков и температуры воздуха теплого периода

Анализ автокорреляционных функций (АКФ) многолетних рядов по среднемесячным осадкам и температуре воздуха за теплый период года выполнялся по той же методике, которая использовалась для анализа АКФ низкого стока рек СССР.

Таблица 3.21

Распределение значений коэффициента корреляции между смежными членами в рядах осадков и температуры воздуха теплого периода

Градации r (l)	Количество (%) r (l)	
	Осадки	Температура воздуха
Меньше 0	33,3	39,6
0—0,10	27,0	32,6
0,11—0,20	21,5	11,2
0,21—0,30	9,9	8,3
Больше 0,30	8,3	8,3

Рассмотрим коэффициенты корреляции между смежными членами рядов. Диапазон изменения вычисленных коэффициентов корреляции между смежными членами ряда как по осадкам, так и по температуре воздуха довольно широк и колеблется от —0,25 до +0,74. В табл. 3.21 приведено распределение по различным градациям полученных для рассматриваемых элементов значений коэффициентов корреляции при сдвиге на 1 год. Как видим, примерно каждый третий ряд имеет отрицательную корреляцию между смежными членами: около половины рассмотренных рядов характеризуются корреляцией смежных членов от 0 до 0,30 и несколько менее 10 % рядов имеют более высокую связанность смежных членов.

На рис. 3.14 привдены интегральные (*б*) и дифференциальные (*а*) и (*в*) кривые распределения коэффициента корреляции между смежными членами в рядах осадков и температуры воздуха. Как можно видеть, одномодальные распределения $r(l)$ обоих метеоэлементов характеризуются асимметрией в основном за счет преобладания больших положительных величин $r(1)$ по сравнению с отрицательными значениями.

Если оценить среднее значение $r(1)$ по всем метеостанциям, использованным в анализе, то оно оказывается равным +0,046 для среднемесячных значений температуры воздуха и +0,080 для среднемесячного количества осадков. Иными словами, в среднем внутрирядная связанность рассматриваемых элементов невысока и значительно ниже внутрирядной связанности характеристик речного стока.

Местоположение метеостанций со значимыми коэффициентами автокорреляции при сдвиге на 1 год для осадков и температуры воздуха теплого периода приводится на рис. 3.15. (Значимость коэффициентов автокорреляции при 95 %-ной доверительной вероятности оценивалась по критерию Неймана.)

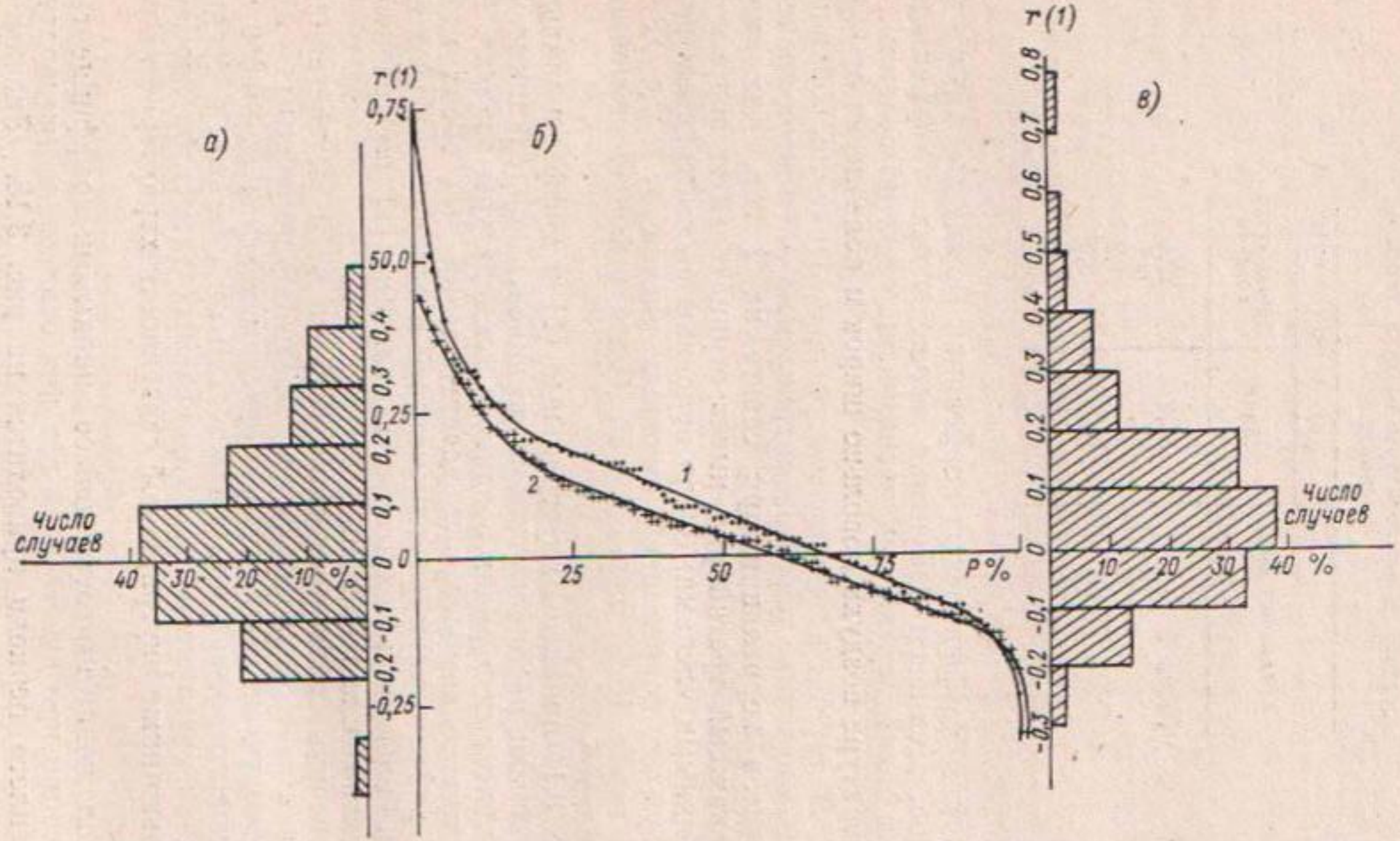


Рис. 3.14. Дифференциальные (*а*, *в*) кривые распределения и кривые распределения $r(1)$ (*б*) в рядах температуры и осадков.

1) $r(1)$ для осадков, *2*) $r(1)$ для температуры воздуха.

Из рис. 3.15 следует, что метеостанции со значимыми $r(1)$ в рядах осадков за теплый период встречаются в основном на побережьях Баренцева и Охотского морей, а также в Западной Сибири. Так, помимо упомянутых, на ЕТС только осадки, замеряемые у Волгограда и Львова, характеризуются значимой корреляцией смежных лет, на АТС — это метеостанции Чимбай, Байрам-Али и Балхаш.

При анализе многолетних колебаний температуры воздуха теплого периода значимая внутрирядная связанность характерна в основном для метеостанций, расположенных вблизи крупных населенных пунктов. К ним относятся Львов, Ереван, Душанбе, Байрам-Али, Новосибирск, Красноярск, Иркутск, Чита, Владивосток, Петропавловск-Камчатский и др. Иными словами, нельзя говорить о случайности в распределении по территории метеостанций, ряды наблюдений которых характеризуются значимой корреляцией между смежными членами. Особенно ярко это прослеживается на многолетних рядах наблюдений за температурой воздуха, так как большая часть рядов со значимой корреляцией смежных лет относится к метеостанциям, расположенным у крупных населенных пунктов.

Сведения о корреляционной связанности рассматриваемых характеристик при сдвиге на 1 год, безусловно, весьма интересны, но мало информативны. Более интересную информацию можно получить при анализе не только первого коэффициента автокорреляции, но и нескольких других, ближайших к нему, например первых 10 коэффициентов автокорреляции. Причем, для увеличения надежности такой информации требуется групповой анализ.

Групповой анализ первых десяти коэффициентов АКФ осадков и температуры воздуха выполнялся, так же как и для низкого стока рек, с учетом коэффициентов корреляции и характера затухания связи. При этом все построенные АКФ были разделены на следующие три группы:

а) все АКФ с незначимой корреляцией на отрезке сдвига 1—10 лет;

б) АКФ со значимыми коэффициентами корреляции при сдвиге на 1 и 2 года и отсутствием корреляции при последующих сдвигах;

в) АКФ со значимыми при сдвигах больших чем 2 года.

Диапазон изменения $r(\tau)$ и рассчитанные значения $\bar{r}(\tau)$ и $\sigma^{*}_{\bar{r}(\tau)}$, приведенные в табл. 3.22, показывают, что этот диапазон в каждой группе АКФ достаточно широк и закономерно увеличивается с ростом τ. Значение корреляции между смежными членами возрастает по мере увеличения числа значимых, рядом стоящих $r(\tau)$. Средние квадратические отклонения $\sigma^{*}_{\bar{r}(\tau)}$ определения средних $\bar{r}(\tau)$ для каждого типа АКФ оказались близкими, потому что они оценивались за сравнительно длинный период на-

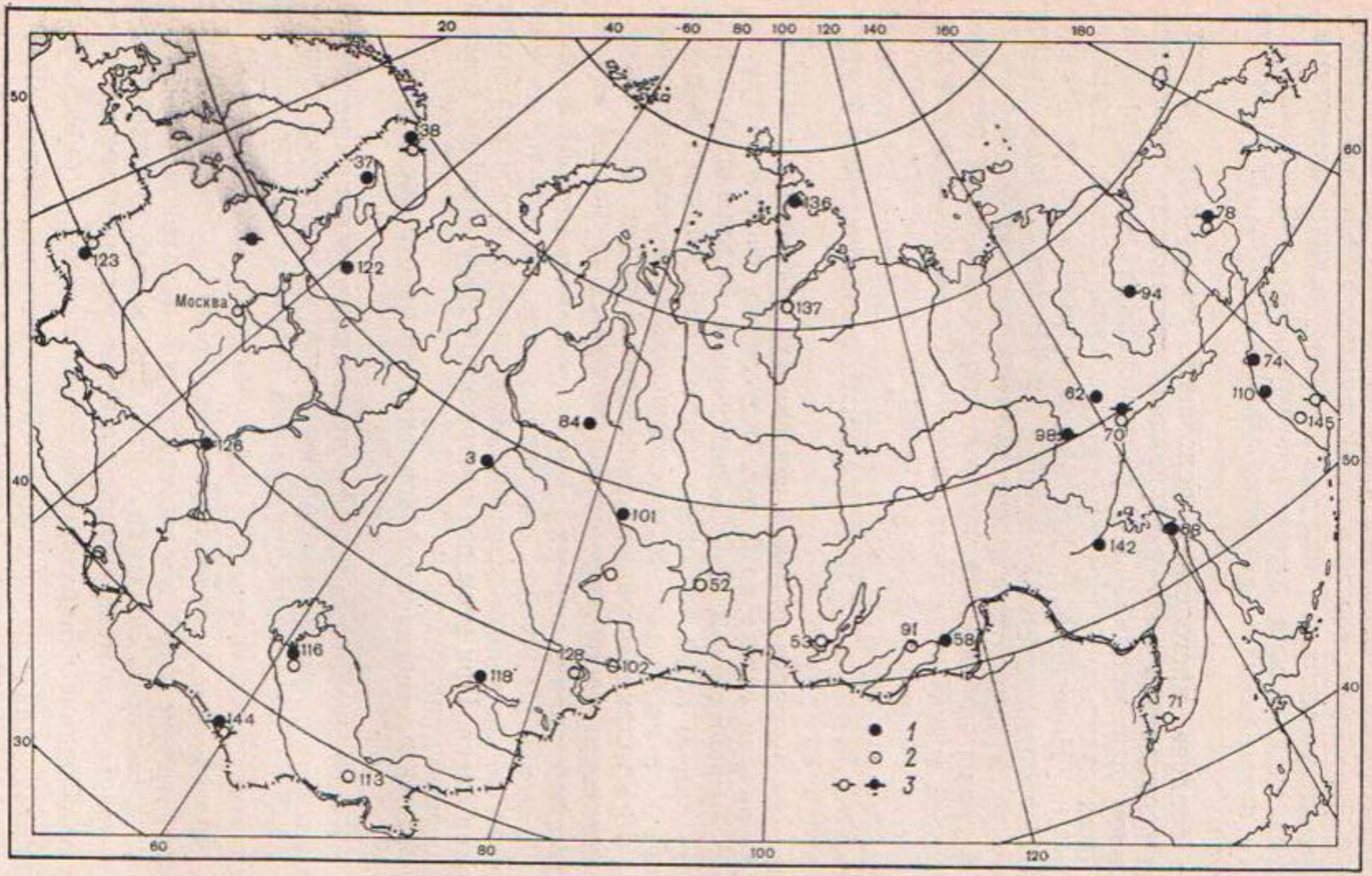


Рис. 3.15. Метеостанции, наблюдения за осадками и температурой воздуха теплого периода которых имеют значимые коэффициенты корреляции при сдвиге на 1 год.

1 — осадки, *2* — температура воздуха, *3* — МС с III типом АКФ.

блюдений. Общий вид полученных средних АКФ трех типов[1] для обоих элементов метеорологического режима приведен на рис. 3.16.

Анализ корреляционной связанности во времени осадков и температуры воздуха за теплый период года показал, что осадки имеют более высокую связь, чем температура воздуха — для каждого типа АКФ средние значения коэффициентов корреляции несколько выше, чем для температуры воздуха.

Для обоих метеоэлементов наиболее характерно отсутствие значимой корреляционной связи. Более 80 % исследованных рядов

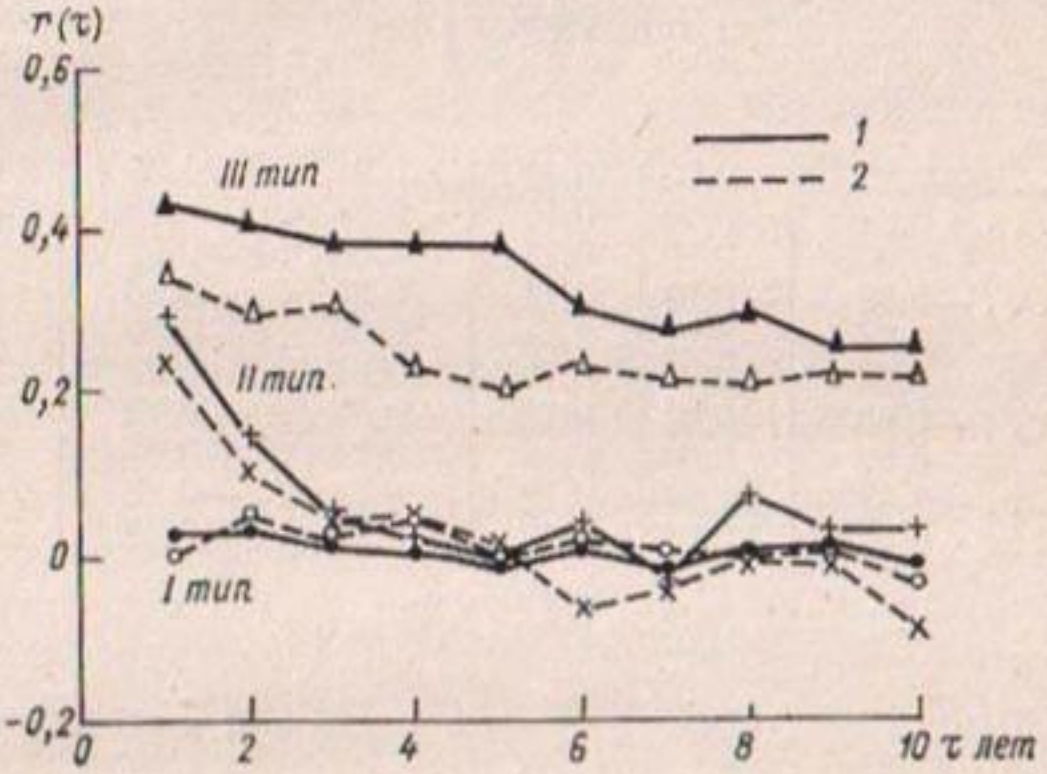


Рис. 3.16. Средние автокорреляционные функции осадков (*1*) и температуры воздуха (*2*) теплого периода.

Осадки:		
I тип	119 МС,	$\bar{n} = 81{,}8$ года
II тип	20 МС,	$\bar{n} = 65{,}0$ лет
III тип	5 МС,	$\bar{n} = 89{,}3$ года
Температура воздуха:		
I тип	123 МС,	$\bar{n} = 79{,}4$ года
II тип	15 МС,	$\bar{n} = 74{,}3$ года
III тип	6 МС,	$\bar{n} = 85{,}1$ года

имеют коэффициенты корреляции при сдвиге на 1 год в среднем близкими к нулю (0,01 — для температуры воздуха и 0,03 — для осадков), несколько менее 15 % рядов характеризуются значимой корреляционной связью между смежными членами ряда, равной в среднем 0,25—0,30, и отсутствием значимой корреляции между более удаленными членами. Закон затухания корреляционной связи для таких рядов вполне удовлетворительно аппроксимируется законом простой марковской цепи $r(\tau) = r(1)^{\tau}$.

---

[1] На условный характер выделения трех типов АКФ указывалось в примечании к с. 184.— *Прим. ред.*

Таблица 3.22

Пределы колебаний, средние значения и осредненные средние квадратические отклонения коэффициентов автокорреляции осадков и температуры воздуха

τ лет	Осадки теплого периода			Температура воздуха теплого периода		
	$r(\tau)$	$\bar{r}(\tau)$	$\sigma^{*}_{\bar{r}}(\tau)$	$r(t)$	$\bar{r}(t)$	$\sigma^{*}_{\bar{r}}(\tau)$
	I тип АКФ, $r(\tau) = 0$					
	119 МС, $\bar{n} = 81{,}8$ года			123 МС, $\bar{n} = 79{,}4$ года		
1	0,25 . . . —0,20	0,03	0,11	0,21 . . . —0,20	0,01	0,11
2	0,55 . . . —0,27	0,04	0,11	0,37 . . . —0,33	0,05	0,11
3	0,43 . . . —0,30	0,02	0,11	0,30 . . . —0,34	0,02	0,11
4	0,31 . . . —0,32	0,01	0,11	0,37 . . . —0,30	0,05	0,12
5	0,22 . . . —0,27	—0,01	0,11	0,30 . . . —0,33	0,0	0,12
6	0,21 . . . —0,26	0,01	0,12	0,31 . . . —0,33	—0,03	0,12
7	0,51 . . . —0,43	—0,01	0,12	0,33 . . . —0,28	0,0	0,12
8	0,35 . . . —0,57	0,01	0,12	0,24 . . . —0,41	0,0	0,12
9	0,39 . . . —0,41	0,01	0,12	0,34 . . . —0,23	0,02	0,12
10	0,37 . . . —0,69	—0,01	0,12	0,24 . . . —0,43	—0,03	0,12
	II тип АКФ, $r(1) \neq 0$					
	20 МС, $\bar{n} = 65{,}0$ лет			15 МС, $\bar{n} = 74{,}3$ года		
1	0,49 . . . 0,16	0,30	0,11	0,39 . . . 0,16	0,25	0,11
2	0,36 . . . —0,05	0,15	0,12	0,37 . . . —0,12	0,11	0,12
3	0,29 . . . —0,11	0,05	0,13	0,34 . . . —0,27	0,04	0,12
4	0,24 . . . —0,25	0,04	0,13	0,49 . . . —0,21	0,05	0,12
5	0,31 . . . —0,15	0,0	0,13	0,15 . . . —0,26	0,02	0,12
6	0,21 . . . —0,33	0,05	0,13	0,21 . . . —0,20	—0,06	0,12
7	0,32 . . . —0,23	—0,01	0,13	0,32 . . . —0,31	—0,04	0,12
8	0,35 . . . —0,30	0,08	0,13	0,25 . . . —0,11	0,0	0,12
9	0,27 . . . —0,16	0,04	0,14	0,18 . . . —0,22	0,01	0,13
10	0,31 . . . —0,13	0,04	0,14	0,23 . . . —0,21	—0,09	0,13
	III тип АКФ, $r(\tau) \neq 0$					
	5 МС; $\bar{n} = 89{,}3$ года			6 МС; $\bar{n} = 85{,}1$ года		
1	0,74 . . . 0,17	0,44	0,09	0,44 . . . 0,21	0,35	0,10
2	0,65 . . . 0,29	0,41	0,09	0,40 . . . 0,18	0,30	0,10
3	0,63 . . . 0,30	0,39	0,09	0,45 . . . 0,22	0,31	0,10
4	0,62 . . . 0,21	0,39	0,09	0,34 . . . 0,08	0,22	0,11
5	0,54 . . . 0,23	0,39	0,09	0,31 . . . —0,15	0,20	0,11
6	0,42 . . . 0,23	0,31	0,10	0,37 . . . 0,02	0,24	0,11
7	0,40 . . . 0,12	0,28	0,10	0,30 . . . 0,15	0,22	0,11
8	0,39 . . . 0,02	0,30	0,10	0,35 . . . 0,03	0,21	0,11
9	0,32 . . . 0,20	0,26	0,10	0,39 . . . 0,08	0,22	0,11
10	0,37 . . . 0,13	0,26	0,11	0,37 . . . 0,06	0,22	0,11

Для сравнительно небольшой группы постов (менее 5 %) групповой анализ позволил установить особый тип корреляционной связи: более высокую связанность смежных членов (0,35—0,44) и медленное затухание корреляционной связи во времени. Для аппроксимации АКФ такого типа однопараметрический закон простой цепи Маркова оказывается неприемлемым, лучшее приближение дает формула Алексеева [2] с двумя параметрами.

Для обоих рассматриваемых метеоэлементов параметр γ оказался близким к 0,93.

Хотя для анализируемых элементов группа рядов с III типом АКФ весьма незначительна (менее 5 % общего числа исследованных рядов), но АКФ этого типа в подавляющем большинстве случаев получены для МС со значимой корреляционной связью одновременно и по осадкам и по температуре воздуха, например Кола, Байрам-Али, Чимбай, Марково и Охотск, а также для МС, расположенных вблизи крупных городов: Новгород, Красноярск, Иркутск, Владивосток и Петропавловск-Камчатский (см. рис. 3.15). По всей видимости, III тип АКФ не следует списывать на случайное сочетание ненадежно определяемых эмпирических оценок коэффициентов автокорреляции.

Сопоставим полученные типы автокорреляционной связи для осадков и температуры воздуха теплого периода с результатами аналогичного анализа, выполненного на материалах двух элементов по минимальному стоку рек на территории СССР. Как уже отмечалось, минимальному стоку свойственны также три типа АКФ, но соотношение полученных типов оказалось отличным от соотношения АКФ исследованных метеоэлементов. Хотя и для минимального стока рек преобладающими являются ряды с отсутствием значимой корреляционной связи, второй и третий тип АКФ представлен примерно равными по объему группами рядов в целом по территории СССР, причем третий тип АКФ наиболее распространен в районах интенсивного использования рек в народном хозяйстве. Полученные для каждого типа АКФ средние значения коэффициентов корреляции при сдвиге на 1 год оказались неплохо совпадающими (см. табл. 3.9 и 3.22). Все это позволяет констатировать весьма важное обстоятельство: на большом материале наблюдений за различными гидрометеорологическими характеристиками (осадками, температурой воздуха, минимальным стоком рек в зимний период и наименьшими расходами воды за год) установлены три принципиально различных типа временной корреляционной связанности, которые различаются как теснотой связи между смежными членами, так и характером ее затухания с увеличением сдвига во времени. Это обстоятельство важно, потому что оно еще ярче подтверждает мысль о неприменимости одной модели простой марковской цепи для описания вероятных колебаний различных гидрометеорологических процессов. Тем более что для минимального стока, а особенно для

осадков и температуры воздуха за теплый период АКФ, отвечающие модели простой цепи Маркова, не являются преобладающими, приходясь для стока на 1/4 рядов и для метеоэлементов на 10—15 % рядов. Примерно для 45 % постов и 85 % метеостанций установлена связь между смежными членами, близкая к нулю, т. е. для бóльшей части рядов наблюдений нет никаких оснований отказываться от наиболее простой модели описания вероятных колебаний — модели случайной независимой выборки. Наряду с этим выполненные исследования показали насущную необходимость поиска и более сложных моделей, чем простые марковские процессы, которые бы адекватно описывали различные гидрометеорологические процессы.

3.8.3. Оценка стационарности многолетних рядов осадков и температуры воздуха теплого периода

Оценка стационарности многолетних колебаний осадков и температуры воздуха проводилась без введения поправок на внутрирядную коррелированность рядов, так как подавляющая часть анализирумых рядов несвязанные.

Анализ однородности средних и дисперсий за полупериоды наблюдений для обоих характеристик (табл. 3.23) выполнялся при уровне доверительной вероятности $P=95$ %. Расхождения параметрических (Стьюдента, Фишера) и непараметрического (Колмогорова — Смирнова) критериев оценки однородности средних и дисперсий значительны. Возможные причины такого расхождения рассматривались применительно к рядам минимального стока. Для оценки использованных рядов бóльшего доверия заслуживает непараметрический критерий, применение которого не связано ни с какими априорными предположениями о типе функций распределений и равенстве параметров, не участвующих непосредственно в проверяемой гипотезе.

Ряды средних месячных осадков и температуры воздуха для каждого календарного года выбирались за теплый период, границы которого и продолжительность указаны по-районно в табл.

Таблица 3.23

Количество рядов (в %) с неоднородными данными (доверительная вероятность $p = 95$ %)

Характеристика распределения	Критерий	Осадки	Температура воздуха
По средним значениям	Стьюдента	19,5	20,8
	Колмогорова — Смирнова	10,0	15,3
По характеру рассеяния	Фишера	20,8	31,2
	Колмогорова — Смирнова	2,1	2,1

3.20. Эти границы варьируют от года к году, и недоучет этой естественной подвижности границ теплого периода приводил к тому, что за отдельные годы в анализ входили месяцы с отрицательными средними месячными температурами воздуха и твердыми осадками, в то время как за другие годы средние месячные осадки и температура могли быть несколько завышены из-за недоучета крайних месяцев, оказавшихся за пределами жестко установленных границ теплого сезона. Осадки и температура воздуха в такие годы довольно заметно, а чаще всего статистически значимо, отклоняются от остального ряда. Как известно, наличие таких нерепрезентативных членов (члена) в ряду может приводить к большим погрешностям в эмпирических оценках среднего ряда, а особенно дисперсии и моментов более высокого порядка. Эти особенности гидрометеорологической информации делают неэффективным применение параметрических критериев для анализа однородности средних и дисперсий, поэтому при оценке стационарности многолетних колебаний осадков и температуры воздуха теплого периода, мы опирались на показания критерия Колмогорова — Смирнова.

Преобладающая часть исследованных рядов не имеет статистически значимых различий в эмпирических распределениях средних месячных осадков и температуры воздуха за период инструментальных наблюдений. Установленная для 10 % рядов по осадкам и для 15 % рядов по температуре воздуха нестационарность связана с изменениями средних значений. Но и для рядов с измененными средними значениями характер рассеяния и тип функции распределения вероятностей не изменился за сравниваемые полупериоды наблюдений.

Распределение по территории СССР метеостанций с нестационарными данными показано на рис. 3.17. Ряды осадков с измененными средними получены в основном по метеостанциям, расположенным вблизи побережья Охотского, Баренцевого и Балтийского морей. Метеостанции с нестационарными данными по температуре воздуха располагаются главным образом вблизи (а возможно, и в черте) крупных городов: Москва, Ленинград, Новгород, Львов, Ростов-на-Дону, Киров, Ташкент, Алма-Ата, Целиноград, Красноярск, Иркутск, Улан-Удэ, Владивосток. В задачи настоящего исследования не входило установление истинных физических причин, обусловивших отмечаемые изменения средних значений, поэтому ограничимся только констатацией самого факта и предположением, что нестационарность температурных рядов, по всей видимости, обусловлена влиянием городов на многолетние колебания средней месячной температуры воздуха за теплый период.

Это подтверждается также результатами оценки стационарности температурных рядов за последовательные десятилетия для рядов с периодом наблюдений не менее 70 лет. Изменения сред-

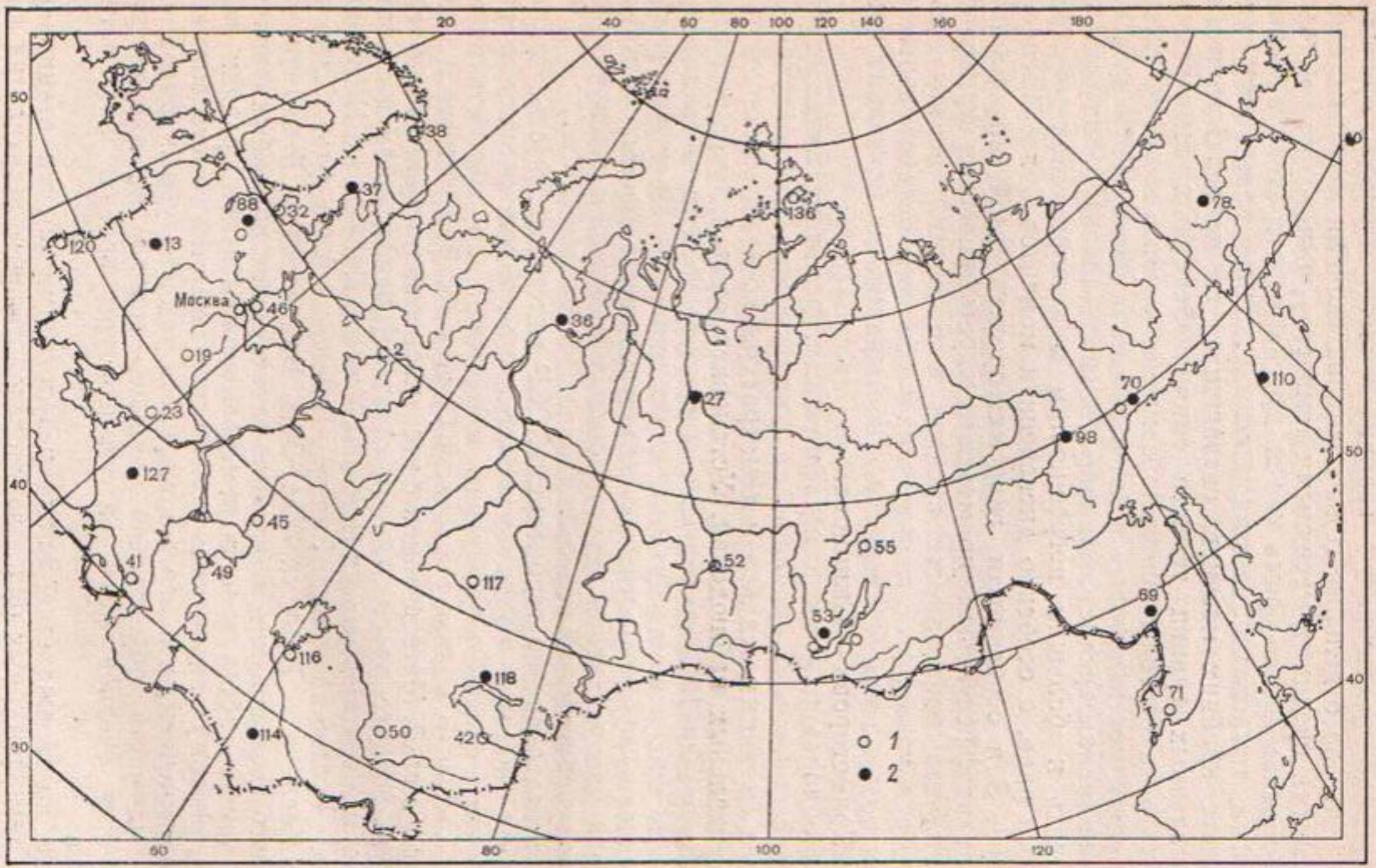


Рис. 3.17. Метеостанции с нестационарными рядами наблюдений по осадкам (*1*) и температуре воздуха (*2*) теплого периода.

них значений температуры воздуха теплого сезона за сравниваемые полупериоды характерны в основном для метеостанций, расположенных вблизи крупных населенных пунктов.

Какие же тенденции за период инструментальных наблюдений наметились в колебаниях осадков и температуры воздуха теплого периода по отдельным районам СССР? Так как выбор метеостанций для анализа основывался только на одном принципе — довольно равномерное расположение по территории, то, по-видимому, среднее по группе МС, расположенных в каком-либо районе, может в общих чертах обрисовать картину намечаемых тенденций.

На рис. 3.18 по отдельным физико-географическим районам приведены приращения осадков и температуры воздуха за второй полупериод наблюдений, полученные простым арифметическим осреднением по стационарным рядам для каждого района. Изменения средних сумм осадков за периоды 1891—1935 и 1936—1981 гг., как показали расчеты, имеют следующие особенности. Для всех районов ЕТС характерно увеличение осадков во вторую половину периода наблюдений, причем приращение сумм осадков невелико — от 3 до 8 мм. Увеличение сумм осадков во вторую половину наблюдалось также для большинства районов АТС, кроме бассейнов Лены и Индигирки, где среднее количество практически не изменилось. Самые значительные приращения осадков (до 20—40 мм) отмечаются на Камчатке и Дальнем Востоке. Значительно повысилось среднее количество осадков в районах Средней Азии и Казахстана (до 20 мм). Для остальных районов АТС приращения осадков не превышают 2 мм.

Аналогичный анализ изменений температуры воздуха за теплые месяцы в течение указанных 90 лет показал, что почти для всей территории СССР характерно повышение средней месячной температуры воздуха за последние 45 лет на 0,2 °С, и лишь для северных районов АТС установлено снижение до 0,14 °С (см.рис. 3.18).

Таким образом, выполненные расчеты и оценка стационарности многолетних колебаний осадков и температуры воздуха теплого сезона показали:

1. В колебаниях осадков и температуры воздуха теплого сезона за период 1891—1981 гг. наметились тенденции к повышению практически на всей территории СССР. Самые значительные увеличения осадков за теплые месяцы года отмечаются на Дальнем Востоке, Камчатке, Средней Азии и Казахстане.

Снижение температуры воздуха в теплые месяцы года отмечаются в северных районах АТС.

2. За период инструментальных наблюдений (90 лет) не произошло статистически значимых (при уровне доверия 95 %) изменений ни в типе функции распределения, ни в дисперсиях исследованных климатических факторов.

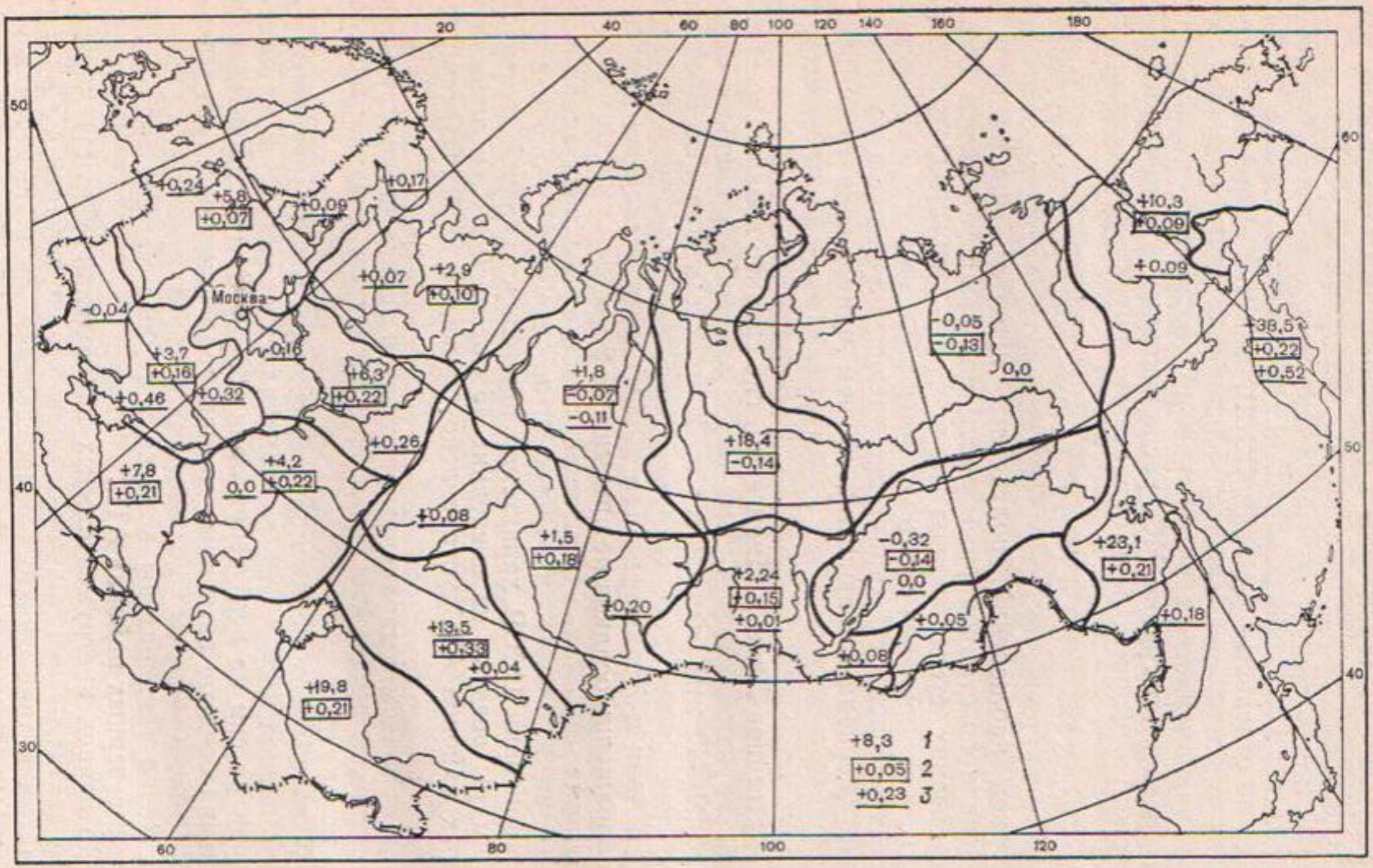


Рис. 3.18. Изменения среднего количества осадков (мм, *1*) средней месячной температуры воздуха (°С, *2*) и зимнего минимального стока рек (в долях от стандарта, *3*) за полупериоды наблюдений.

3. Выявленная нестационарность незначительного числа рядов по осадкам (10 %) и по температуре воздуха (15 %) связана с изменениями средних значений за первые и последние годы наблюдений.

4. Метеостанции с неоднородными рядами по температуре воздуха теплого периода расположены в основном вблизи крупных населенных пунктов. Статистически значимые изменения в многолетних колебаниях осадков фиксируются в районах Охотского и Баренцевого морей, а также в районе Западно-Сибирской низменности.

3.8.4. Влияние изменений климатических факторов на минимальный сток рек

Количество осадков и температура воздуха в теплые месяцы года характеризуют общую увлажненность периода, за которым непосредственно следует зимняя межень на реках, т. е. фаза, когда расходы воды рек формируются преимущественно за счет дренирования подземных вод. По-видимому, высота стояния уровней подземных вод к моменту начала зимней межени будет определять, помимо других факторов, минимальный расход на кривой истощения стока зимнего периода.

Выполненные выше оценки дают общую картину количественных изменений метеорологических характеристик, которые произошли за последние 90 лет, т. е. за период, освещающий основной период наблюдений за низким стоком рек. Сопоставим полученные результаты оценки многолетних колебаний осадков и температуры воздуха теплого периода с пространственно-временными особенностями зимнего минимального стока рек отдельных районов.

Зимний минимальный сток большей части рек всех выделенных физико-географических районов на ЕТС увеличился в последние годы. На АТС наблюдается несколько иная картина: на общем фоне увеличения зимнего стока рек выявляются районы, где он остался без изменений или даже несколько снизился. Это районы на севере Западно-Сибирской низменности и Лено-Индигирского региона (см. рис. 3.18). Если формально сопоставить полученные оценки тенденции изменений метеорологических факторов и отмечаемых тенденций в зимнем стоке рек, то можно констатировать хорошее совпадение. В самом деле, практически для всех районов ЕТС и большинства районов АТС характерно повышение осадков, температуры воздуха теплого периода и зимнего стока рек. Для районов севера АТС некоторому снижению осадков и температуры воздуха соответствует неизмененность и даже уменьшение зимнего стока рек — в Западной Сибири и Лено-Индигирском районе.

Можно заметить, что и в количественном отношении полученные оценки оказались весьма выдержанными: большему прира-

щению осадков, как правило, соответствуют большие изменения стока. Самые большие приращения осадков в последние десятилетия отмечаются на Камчатке и на юге Дальнего Востока. Именно для этих районов все использованные ряды характеризуются увеличением зимнего стока во вторую половину периода наблюдений.

Механизм взаимодействия температуры воздуха и выпадающих осадков в теплый период года весьма сложен и неоднозначен для различных физико-географических районов. Как показано в ряде работ, повышение средней годовой температуры воздуха северного полушария может приводить как к увеличению осадков в некоторых районах, так и к уменьшению их в других зонах. Кроме того, на общий фон колебаний климатических факторов накладываются факторы хозяйственной деятельности, воздействия на речной сток которых могут в отдельных физико-географических зонах совпадать с основными тенденциями климатических факторов, а в других зонах иметь с ними противоположный знак и в силу этого ослаблять влияние климата. Эти вопросы требуют специальных углубленных проработок с привлечением дополнительных сведений. Поэтому полученные совпадения наметившихся тенденций многолетних колебаний зимнего стока рек с тенденциями колебаний обусловливающих факторов мы склонны расценивать как предварительные и ориентировочные, объясняющие общее повышение минимального стока рек в зимний период на большей части страны.

На фоне этих общих тенденций выделяются районы, в которых значительная часть использованных рядов по зимнему стоку имеют статистически значимую нестационарность, высокую слабозатухающую временну́ю связанность и большую вероятность появления весьма длительных группировок лет повышенной и пониженной водности. Так, свыше 40 % рядов бассейнов Дона, Нижнего Поволжья, Приазовья и до 40 % рядов Белоруссии, Северного Казахстана, Закавказья, бассейнов Верхней Волги и Камы характеризуются указанными особенностями. Если обратиться к данным, приведенным на рис. 3.18, то ничего особенного в оценках многолетних изменений осадков и температуры воздуха для этих районов получено не было. Увеличение осадков не превосходит 4,2 мм, а повышение температуры воздуха не выходит за общие пределы на ЕТС. И в других районах наряду с постами, характеризующимися общими тенденциями изменения зимнего стока, выделяются посты, для которых эти изменения временно́й структуры оказались статистически значимыми. Очевидно, что значимые изменения зимнего стока рек обусловлены не только изменениями климатических факторов, но и другими факторами, влияние которых на отдельных реках или в отдельных районах оказывается доминирующим.

Представляется, что некоторое приближение к решению во-

проса, могли ли отмечаемые за период инструментальных наблюдений изменения климатических факторов привести к статистически значимым изменениям зимнего стока, можно получить экспериментальным путем. Моделируя определенные тенденции в рядах аргументов и фиксируя значимые изменения функций, можно определить, какими должны быть изменения средних осадков и температуры воздуха, чтобы изменения стока рек оказались статистически значимыми.

3.8.5. Численная оценка изменений обусловливающих факторов, которые могут приводить к значимым изменениям функции-отклика

Построенные для нескольких речных бассейнов, расположенных в различных физико-географических зонах СССР, линейные регрессионные уравнения связи среднемесячных минимальных расходов воды зимней межени с осадками и температурой воздуха предшествующего теплого периода, как и следовало ожидать, не показали высокой корреляционной связанности. По всей видимости, эти связи нелинейны и затушевываются наложением других обусловливающих факторов. Поэтому для моделирования направленных изменений среднего значения в рядах аргументов и оценки возможного отклика функций на эти тенденции была принята физически более обоснованная модель линейной регрессии в виде уравнения

$$y = 0{,}71x_1 + 0{,}55x_2 + 0{,}53x_3 - 54{,}4 + \varepsilon. \qquad (3.3)$$

Полный коэффициент корреляции для этого уравнения равен 0,87, причем 76 % дисперсии y объясняется рассматриваемыми факторами. Поскольку выбранная модель для экспериментальной оценки отклика функций на задаваемые изменения аргументов имеет более высокую корреляционную связь зависимой переменной от обусловливающих факторов, чем зимние минимумы с осадками и температурой воздуха предшествующего теплого периода, то полученные в численном эксперименте оценки должны рассматриваться лишь как нижний предел необходимых изменений аргументов, которые могут привести к статистически значимым изменениям функции. Иными словами, для класса линейных по аргументам связей речного стока с климатическими факторами изменения последних, большие по величине, чем получены в данном эксперименте, будут приводить к значимым изменениям стока.

В 100-летние ряды вводились экспоненциально возрастающие и убывающие тенденции, выраженные в долях от дисперсий рядов независимых переменных, для одного, двух и трех аргументов. Для каждого случая рассчитывалась функция y и оценивалась статистическая значимость изменений ее среднего арифметического значения, дисперсии и автокорреляционной функции. Численный эксперимент показал, что моделируемые тенденции аргумен-

тов заметно сказываются на среднем арифметическом значении функции и ее автокорреляционной функции, увеличивая величину $r(1)$ и замедляя затухание корреляционной связи, и весьма слабо меняют дисперсию функции.

Полученные результаты по моделированию направленных тенденций в аргументах экспериментально подтвердили результаты анализа стационарности и внутрирядной связанности характеристик минимального стока. В самом деле, ранее было установлено, что нестационарность многолетних колебаний минимального стока значительного числа рек отдельных районов связана с изменениями средних значений, дисперсии же остаются неизменными. Как правило, ряды с измененными средними значениями характеризуются повышенной коррелированностью. Иными словами, те структурные изменения, которые моделировались в рядах, соответствуют структуре изменений, происшедших в многолетних колебаниях минимального стока рек за период инструментальных наблюдений.

Выполненный численный эксперимент позволил количественно оценить, какими должны быть изменения одного или одновременно двух аргументов, чтобы вызванные ими изменения функции были статистически значимыми. Оказалось, что приращение аргумента на 0,6 стандартного отклонения ($\Delta x_i = \pm 0{,}6\sigma_i$) могло приводить к статистически значимому изменению функции. Понятно, что полученная оценка может служить лишь ориентировочным пределом, так как при более слабых связях функции с независимыми переменными, чем для использованного уравнения (1.5), бóльшие изменения будут приводить к значимым изменениям функции, и наоборот, при более сильных связях они будут несколько меньшими.

Для отдельных регионов были вычислены средние стандарты осадков и температуры воздуха теплого периода (см. табл. 3.24). Средние стандарты осадков меняются от 7 мм (Средняя Азия) до 22 мм (Дальний Восток), а стандартные отклонения температуры воздуха оказались наименьшими в районе Кавказа (0,64 °С) и наибольшими — в Лено-Индигирском регионе (1,24 °С).

В среднем по Союзу стандартные отклонения осадков составляют 13,3 мм, а температуры воздуха — 0,94 °С, следовательно, к значимым изменениям стока могли приводить изменения осадков и температуры воздуха на величины, большие 8 мм и 0,56 °С. Рисунок 3.18 показывает, что изменения этих факторов не достигли указанных значений ни в одном из районов Европейской территории СССР. На АТС в районах, примыкающих к побережью Тихого океана, а также в Средней Азии и Казахстане изменения осадков превышают указанные, достигая и даже превышая значения стандартного отклонения (см. более подробные сведения в табл. 3.24). По-видимому, в этих районах статистически значимые изменения зимнего стока могут быть обусловлены происшедшими за последние десятилетия изменениями осадков в теплые месяцы года.

Таблица 3.24

Средние стандартные отклонения многолетних колебаний осадков и температуры воздуха теплого периода в различных физико-географических зонах СССР

Район	Осадки		Температура воздуха	
	средняя длина ряда, лет	S мм	средняя длина ряда, лет	S °С
Кольский п-ов	77	12,75	77	1,10
Карелия, Северо-Запад ЕТС	91	14,20	91	0,89
Северный Край	86	12,70	86	1,08
Прибалтика	90	17,40	91	0,90
Белоруссия	86	14,39	91	0,86
Среднее и Нижнее Поднепровье	85	14,20	91	0,94
Зап. Украина и Молдавия	85	14,75	91	0,78
Крым, Приазовье, Сев. Донец	89	11,80	91	0,87
Донской район	91	12,30	91	1,05
Сев. Кавказ, Вост. Закавказье	86	10,68	80	1,00
Кавказ	86	13,00	63	0,64
Верхне-Волжский	90	12,28	91	0,97
Нижнее Поволжье	87	9,45	90	0,86
Бассейн Камы, Тобола	83	15,78	89	0,99
Центральный и Южный Казахстан	69	8,80	71	0,88
Средняя Азия	80	6,80	81	0,73
Север Зап. Сибири	79	15,51	79	0,99
Северный Казахстан, Алтай	83	11,92	85	0,98
Сев. часть Ангаро-Енисейского	62	10,05	57	0,93
Юж. часть Ангаро-Енисейского	83	12,84	83	0,82
Сев. часть Лено-Индигирского	59	11,48	67	1,17
Юж. часть Лено-Индигирского	57	16,43	60	1,24
Дальний Восток	73	21,90	86	0,99
Сахалин	80	16,59	83	0,93
Северо-Восток СССР	61	12,42	69	1,03
Камчатка	63	15,48	62	0,93
В среднем	79	13,3	81	0,94

В остальных районах изменения климатических факторов не могли обусловить статистически значимые изменения структуры временных рядов по зимнену стоку рек. По-видимому, значимые изменения структуры временны́х рядов (значимые изменения средних, неслучайный характер группирования лет различной водности, высокая слабозатухающая временна́я связанность) по минимальному стоку рек районов южной части ЕТС, Верхне-Волжского, Нижнего Поволжья, бассейнов Камы, Оби и Иртыша обусловлено доминирующим влиянием различных антропогенных факторов.

3.8.6. Анализ влияния хозяйственной деятельности на минимальный сток (на примере рек бассейна р. Иртыша)

В настоящее время практически не осталось речных бассейнов, не испытывающих в той или иной мере влияния антропогенной деятельности. В некоторых бассейнах хозяйственная деятельность достигла таких масштабов, что вполне сопоставима с природными процессами. Так, по данным И. А. Шикломанова [102], в маловодные годы (периоды) современное уменьшение стока многих рек южных районов под влиянием хозяйственной деятельности может достигать 40—60 % естественных водных ресурсов бассейнов 95 %-ной обеспеченности. Наибольшее влияние на водный режим и баланс рек, согласно исследованиям [36, 59, 102], оказывают:

1) водопотребление и водоотведение, связанные с использованием поверхностных и подземных вод для нужд населения, промышленного и сельскохозяйственного производства;

2) мелиорация земель (орошение, обводнение и осушение);

3) урбанизация речных бассейнов;

4) горнорудные разработки и водозаборы подземных вод;

5) гидротехнические сооружения (русловые и в пределах бассейна), создание водохранилищ;

6) вырубка лесов и их возобновление;

7) агротехнические мероприятия;

8) прочая хозяйственная деятельность (дорожное строительство, рекультивация и т. п.).

Понятно, что в каждом конкретном случае сочетание факторов хозяйственной деятельности и их влияние на речной сток в целом и его фазы будут различными. По-видимому, минимальный сток рек должен быть наиболее чувствительным элементом гидрологического цикла.

Водные ресурсы бассейна р. Иртыша широко используются народным хозяйством для гидроэнергетики, промышленного и коммунально-бытового водоснабжения, орошения и обводнения сельскохозяйственных угодий, водного транспорта. Больших масштабов достигли агротехнические мероприятия — распаханность бассейна составляет 24 %.

Для установления периода начала нарушений водного режима р. Иртыша проведен анализ сведений о сроках ввода в эксплуатацию отдельных объектов и начале осуществления мероприятий, оказывающих влияние на режимы поверхностных и подземных вод, а также о темпах и масштабах развития хозяйственной деятельности на водосборе. Исходной информацией послужили справочно-кадастровые материалы Госкомгидромета, результаты исследования ГГИ, ЦНИИКИВРа и других институтов по оценке влияния различных видов хозяйственной деятельности на речной сток, а также сведения бассейновых инспекций Минводхоза Казахской ССР. Эти сведения были дополнены анализом интегральных кри-

Таблица 3.25

Сведения о начале изменения минимального стока рек бассейна Иртыша под влиянием антропогенных факторов

Река — пост	Начало изменения, год	
	летний	зимний
Тобол — Курган	1943	1943
Тобол — Липовское	1950	—
Тобол — Ялуторовск	1942	1960
Ишим — Петропавловск	1960	1960
Ишим — Викулово	1960	1960
Иртыш — Тобольск	—	—
Иртыш — Омск	1946	1968
Иртыш — Усть-Ишим	1946	1959
Омь — Калачинск	1944	1960
Тара — Муранцево	1960	1960
Оша — Трегусткино	1966	1960
Уй — Седельниково	1959	1960
Шим — Атирка	1960	1963
Демьянка — юрты Лымковские	1966	1965

вых стока р. Иртыша и его притоков. Результаты анализа интегральных кривых приведены в табл. 3.25.

Как показали результаты анализа, начало изменения минимального зимнего стока рек относится к самому началу 60-х годов. К этому времени закончилась распашка обширных массивов целинных и залежных земель, послужившая стимулом для общего хозяйственного развития региона. Кроме того, в 1960 г. было введено в эксплуатацию Бухтарминское водохранилище, осуществляющее многолетнее регулирование стока Верхнего Иртыша. К началу 60-х годов относятся также заметные на интегральных кривых изменения летнего стока ряда рек района. Хотя для большинства из них начало изменения стока в летний период следует отнести к середине 40-х годов.

Эти результаты хорошо согласуются с выводами, полученными Шикломановым [102], согласно которым заметное антропогенное снижение стока рек южных районов Советского Союза началось с 50—60-х годов. Годовой сток рек Днепра, Дона, Кубани, Днестра, Урала, Терека и Сулака, Или, Сырдарьи и Амурдарьи снизился по сравнению с естественным периодом на 17—25 %. В то же время на уровень 1940 г. режим годового стока перечисленных рек практически можно считать естественным, снижение стока под влиянием хозяйственной деятельности в этот период не превышало 2—5 %.

Количественные оценки антропогенного влияния на гидрологический режим р. Иртыша получены воднобалансовым методом (методом руслового водного баланса). С этой целью было выпол-

нено восстановление и увязка естественных средних месячных значений стока р. Иртыша, Ишима и Тобола. При восстановлении естественного стока рек бассейна Иртыша применялся метод дифференцированного учета влияния на него различных видов хозяйственной деятельности. Принятая методика расчета предусматривала определение поправок к средним месячным бытовым расходам воды. Эти поправки $\Delta Q_{хоз}$ определялись по формуле

$$\Delta Q_{хоз} = \Delta Q_{мо} + \Delta Q_{реч} + \Delta Q_{заб} + \Delta Q_{ирр} + \Delta Q_{всн} + \Delta Q_{агр}, \qquad (3.4)$$

где $\Delta Q_{мо}$ — изменение стока вследствие начала заполнения водохранилищ; $\Delta Q_{реч}$ — изменение стока за счет колебаний запасов воды в действующей призме водохранилища; $\Delta Q_{заб}$ — изменение стока за счет дополнительных потерь воды на испарение с водной поверхности водохранилищ; $\Delta Q_{ирр}$ — изменение стока за счет ирригации; $\Delta Q_{всн}$ — изменение стока за счет промышленно-коммунального водоснабжения; $\Delta Q_{агр}$ — изменение стока за счет агролесомелиоративных мероприятий.

Восстановление стока производилось на участках между основными гидрометрическими створами. Вначале оценивалось изменение стока во входном (верхнем) створе основной реки и всех притоков на участке, а затем изменения стока трансформировались с учетом времени добегания вниз по течению до нижнего створа каждого расчетного участка. Последовательным расчетом получены значения антропогенных изменений строка р. Иртыша в замыкающем створе г. Тобольске. Естественные значения средних месячных расходов воды $Q_{ест}$ в расчетных створах получены как алгебраическая сумма измеренных (бытовых) расходов воды $Q_{быт}$ и трансформированных значений суммарной величины антропогенных изменений стока $\Delta Q_{хоз}$ под влиянием перечисленных видов хозяйственной деятельности.

Для расчетных участков р. Иртыша и его притоков произведена увязка средних месячных расходов воды методом руслового водного баланса по уравнению

$$Q_н = Q_в + Q_{пр} \pm \Delta Q_{рр} \pm \Delta Q_{хоз}, \qquad (3.5)$$

где $Q_н$ и $Q_в$ — расходы воды в нижнем и верхнем замыкающих створах данного участка; $Q_{пр}$ — суммарный расход воды бокового притока; $\Delta Q_{рр}$ — изменение запаса воды на участке в результате руслового регулирования (изменение запаса воды в русле и на пойме); $\Delta Q_{хоз}$ — изменение расхода воды в результате хозяйственной деятельности.

Оценка суммарного бокового притока выполнена на основе измеренных расходов воды изученных рек и среднемноголетних коэффициентов перехода от стока изученных притоков к суммарному притоку на участке (с учетом стока неизученных притоков и стока с неосвещенных наблюдениями междуречных пространств

и прирусловых склонов). Средний многолетний сток с этих неизученных частей площади боковой приточности оценен с использованием карт нормы годового стока и внутригодового распределения для рек-аналогов в опорных створах.

Для оценки суммарного влияния хозяйственной деятельности на сток было учтено свыше 80 пунктов водозаборов и сбросов на р. Иртыше.

Расчеты восстановленного стока позволили уточнить естественные водные ресурсы бассейна и оценить влияние хозяйственной деятельности на сток.

Расчеты показывают, что основные антропогенные изменения стока р. Иртыша вызываются функционированием Бухтарминского водохранилища. Имея колоссальную полезную емкость — 30,8 км³, водохранилище в отдельные многоводные годы аккумулирует до 10—12 км³ воды, снижая годовой сток в нижнем бьефе на 30—40 %. В маловодные годы происходит сработка до 7—9 км³ воды, что приводит к увеличению годового стока в нижнем бьефе водохранилища на 70—80 %. Дополнительное испарение с поверхности водохранилища составляет 0,5—2,0 км³/год, забор воды на орошение сельскохозяйственных угодий достигает 1,8 км³/год. В результате регулирования водохранилищем зимний средний месячный сток р. Иртыша в створе Бухтарминской ГЭС увеличился в среднем на 50—60 % (150—170 м³/с), в мае — июне снизился на 60—70 % (800—900 м³/с). В отдельные годы увеличение зимних средних месячных расходов воды достигало 100—280 % (400—550 м³/с). Максимальное уменьшение стока, составившее 85 % нормы (2000—2100 м³/с), наблюдалось в мае — июне 1966 г. за счет интенсивного наполнения водохранилища. Влияние Бухтарминского водохранилища на сток р. Иртыша заметно сказывается вплоть до г. Тобольска, т.е. на расстоянии 2450 км. Годовой сток в этом створе уменьшился в среднем на 10 % (200 м³/с), существенно возросла водность зимнего периода, сток за декабрь — март увеличился на 20—30 % (70—140 м³/с), в том числе в марте — на 40—45 % (160—170 м³/с). С мая по сентябрь средние месячные расходы воды р. Иртыша у г. Тобольска уменьшились в среднем на 17 % (590 м³/с), а в отдельные годы происходило снижение стока на 30—40 % (1966, 1975, 1977 гг.). Режим стока в октябре — ноябре остался практически неизменным (табл. 3.26). На рис. 3.19 приведены наиболее характерные гидрографы фактического и восстановленного стока р. Иртыша у г. Омска.

На участке Иртыша ниже Бухтарминской ГЭС от г. Усть-Каменогорска до г. Омска антропогенные безвозвратные потери стока почти полностью определяются забором воды в канал Иртыш — Караганда, который начал действовать в 1967 г. В канал забирается 0,7—0,8 км³ воды в год для нужд орошения и промышленно-коммунального водоснабжения прилегающих к нему районов.

Таблица 3.26

Изменение среднего месячного стока р. Иртыша под влиянием хозяйственной деятельности за 1960—1980 гг.

Створ	Единица измерения	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	Среди. за год
г. Усть-Каменогорск	м³/с	160	165	135	—20	—850	—740	—310	—90	30	10	85	135	—110
	%	56	63	48	—2,2	—56	—57	—37	—14	5,3	1,8	21	41	—17
г. Омск	м³/с	95	160	150	100	—400	—860	—600	—260	—70	5	—5	70	—135
	%	26	48	50	13	—16	—34	—38	—25	—8,8	0,7	—1,0	20	—14
г. Тобольск	м³/с	65	110	170	170	—540	—840	—870	—500	—180	—40	0	25	—200
	%	12	23	39	14	—10	—16	—23	—23	—11	—3,1	0	3,4	—10

Примечание. Знак «+» — увеличение стока за счет хозяйственной деятельности, знак «—» уменьшение. Процентное изменение выражено по отношению к норме стока естественного периода.

На режим стока р. Иртыша в его среднем течении (ниже г. Омска) основное влияние оказывает хозяйственная деятельность в бассейнах основных притоков Ишима и Тобола. Воздействие хозяйственной деятельности на сток в бассейнах других притоков невелико, и им можно пренебречь.

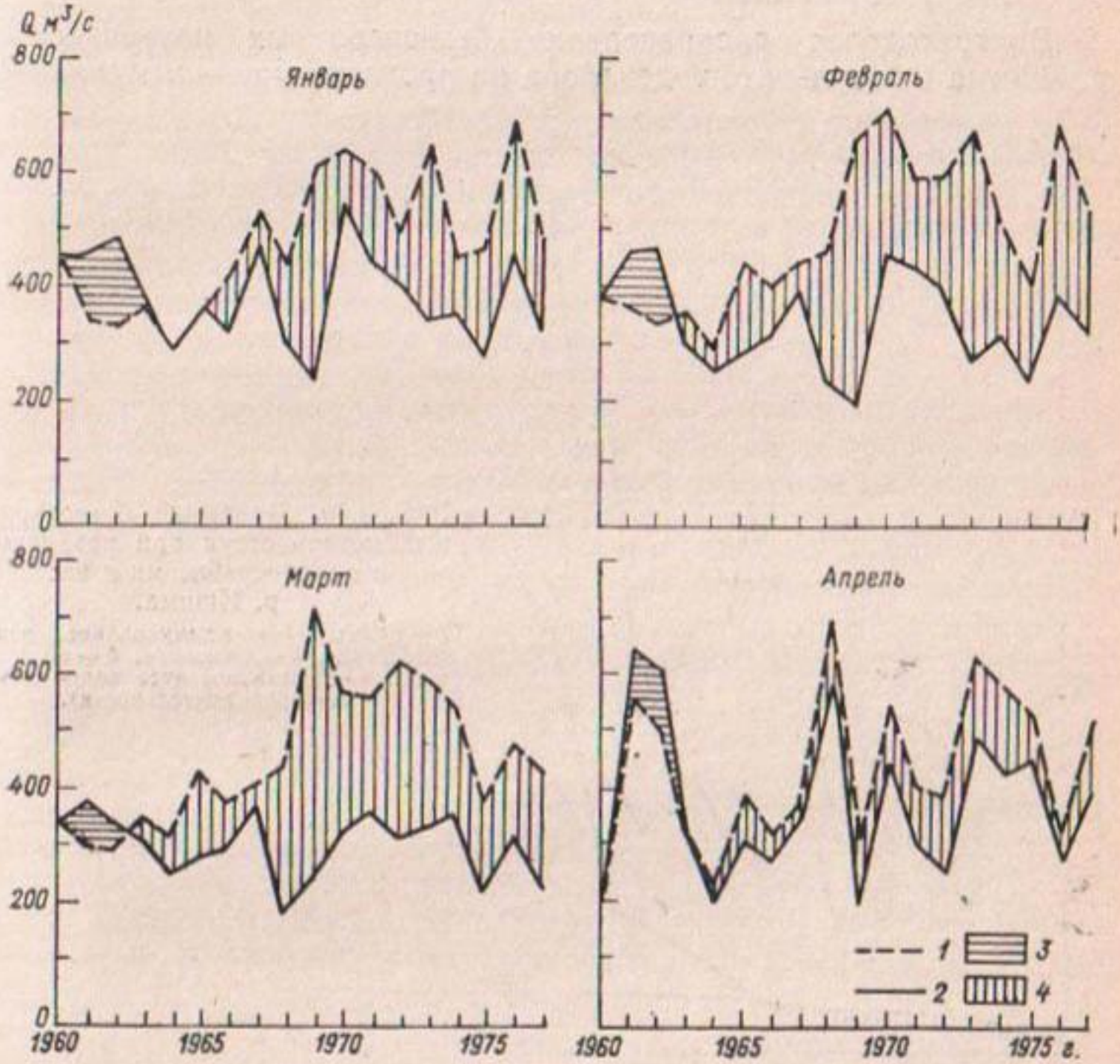


Рис. 3.19. Фактический (*1*) и восстановленный (*2*) средний месячный сток р. Иртыша у г. Омска. Антропогенное уменьшение (*3*) и увеличение (*4*) стока.

В бассейне р. Ишима площади орошаемых земель составляют в настоящее время около 100 тыс. га. Промышленно-коммунальные водозаборы осуществляются в основном из верхнего и среднего течений реки. Безвозвратные потери воды при орошении достигают 0,50 км³/год, составляя 20 % годового стока в устье, а при промышленно-коммунальном водоснабжении — 0,06 км³/год, или около 2 % годового стока. Динамика безвозвратных потерь стока при различных видах водопотребления приведена на рис. 3.20.

Внутригодовое распределение безвозвратных потерь воды при орошении принималось аналогичным типовому для Северного Казахстана и южных районов Западной Сибири распределению потребностей в орошении [65]:

Месяц	IV	V	VI	VII	VIII
% от годового	4	15	35	33	13

Внутригодовое распределение безвозвратных потерь стока р. Ишима в результате водозабора на промышленно-коммунальное

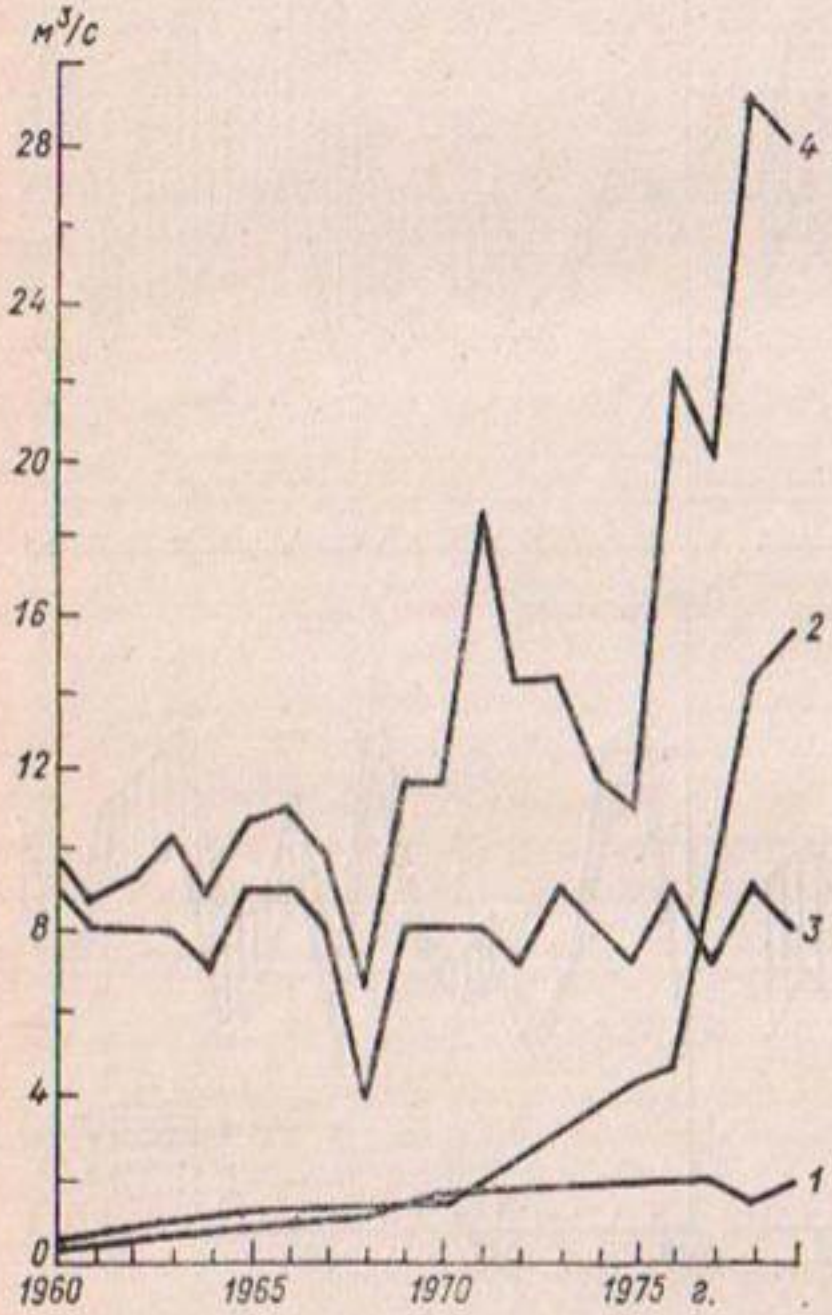


Рис. 3.20. Динамика безвозвратных потерь стока при различных видах водопотребления в бассейне р. Ишима.

1 — промышленно-коммунальное водоснабжение, *2* — орошение, *3* — агротехника, *4* — суммарное (все виды хозяйственной деятельности).

водоснабжение считалось условно постоянным. Ишим относится к числу рек Советского Союза, изменение стока которых под влиянием агролесомелиорации проявляется наиболее значительно. Бассейн расположен преимущественно в степной зоне с преобладанием суглинистых почвогрунтов, распаханность земель 46 % всей площади водосбора — все это обусловливает большое влияние агролесомелиоративных мероприятий на сток реки, вызывая уменьшение его в устье до 22 % за год [26].

В основу оценки изменения речного стока под влиянием агролесомелиорации были положены научно-методические проработки,

выполненные В. Е. Водогрецким [26]. Безвозвратные потери стока принимались в соответствии с результатами этих проработок различными в зависимости от водности года. Исследования показали, что уменьшение стока под влиянием агротехники происходит в период половодья. Увеличения зимнего стока р.Ишима за счет агролесомелиорации практически не наблюдается. Учитывая это, поправки на агролесомелиорацию вводились только в теплый период (апрель — сентябрь). Максимальное уменьшение стока в нижнем течении р. Ишима под влиянием агротехники приходится, как правило, на май и достигает 60—70 м³/с, составляя в среднем за этот месяц 45—50 м³/с, максимальное увеличение стока — в июле и достигает 9—11 м³/с, составляя в среднем 5—8 м³/с.

На р. Ишиме построены четыре водохранилища, два из них, Вячеславское и Сергеевское (табл. 3.27), осуществляют многолетнее регулирование стока, остальные — сезонного или месячного регулирования, их влияние на сток незначительно.

Поскольку данные об учете стока на Вячеславском и Сергеевском водохранилищах отсутствуют, то для оценки их регулирующего влияния рассчитаны объемы аккумуляции и сработки воды, используя материалы по режиму уровней и кривые объемов водохранилищ. Анализ показывает, что режим работы водохранилищ более или менее однороден. Аккумуляция речного стока осуществляется, как правило, в апреле на подъеме половодья и составляет в среднем 120—130 м³/с (суммарно по обоим водохранилищам), а в остальные месяцы происходит частичная сработка полезных емкостей. Наибольшая сработка в мае в среднем 20—40 м³/с. В зимние месяцы увеличение стока р. Ишима в нижних бьефах водохранилищ за счет сброса воды составляет в среднем 7—10 м/³с. Осредненный режим регулирования стока р. Ишима водохранилищами приведен в табл. 3.28.

Коэффициент регулирования стока водохранилищами β (отношение полезного объема водохранилищ к норме годового стока) в бассейне р. Ишима достаточно высок и в створе п. Вакулово 215 км от устья) составляет 0,55.

Таблица 3.27

Характеристики водохранилищ на р. Ишиме

Водохранилища	Год ввода в действие	Площадь водосбора, км²	Площадь зеркала при НПУ, км²	Объем, млн. м³		
				полный	полезный	мертвый
Вячеславское	1970	2 500	60,9	419,4	377,6	41,8
Сергеевское	1969	108 000	117	693	635	58

Таблица 3.28

Регулирование стока ($м^3/с$) р. Ишима водохранилищами

Месяц	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Вячеславское . . .	3	2	4	—40	3	6	8	7	5	4	3	3
Сергеевское	4	4	6	—84	29	8	6	6	9	4	4	4

Примечание. Отрицательное значение стока — аккумуляция воды, положительное — сработка.

Исследования показывают, что из комплекса антропогенных факторов наиболее существенное влияние на сток р. Ишима оказывает регулирование стока водохранилищами, безвозвратные потери и перераспределение стока во времени при орошении и агролесомелиорации.

На р. Ишиме под влиянием хозяйственной деятельности наибольшее относительное изменение претерпели расходы зимнего периода (XII—III) и периода половодья (IV—V), во время которых эти изменения составляют в среднем 15—20 % естественного стока, возрастая в отдельные годы до 60—80 % (особенно для зимнего периода), в остальные периоды антропогенное изменение стока находится в среднем в пределах 5—10 %, увеличиваясь в отдельные годы до 20—30 %.

Для определения начала заметных антропогенных изменений стока р. Ишима использованы двойные интегральные кривые стока, построенные по суммам средних месячных расходов воды за периоды половодья и межени. Такие кривые чувствительнее обычных интегральных кривых к антропогенным изменениям стока, так как суммарные поправки за счет хозяйственной деятельности в периоды половодья и межени имеют обратные знаки.

Анализ подтверждает, что влияние хозяйственной деятельности на сток стало заметно проявляться с 1960 г. Особенно хорошо это заметно для створа у г. Петропавловска, выше которого в бассейне расположены основные сельскохозяйственные угодья, промышленные комплексы и все ишимские водохранилища.

После ввода в строй довольно крупных водохранилищ (1970 г.) изменения стока за счет хозяйственной деятельности существенно возросли. В устье р. Ишима антропогенное влияние несколько сглажено за счет увеличения водности нижнего участка реки.

Начиная с 1970—1971 гг. в связи с вводом новых площадей орошаемых массивов, стали интенсивно возрастать безвозвратные потери, которые с 1977 г. превалируют над всеми другими видами хозяйственной деятельности, исключая регулирование стока водохранилищами.

В бассейне р. Тобола площади орошаемых земель составляют около 200 тыс. га. Основная часть наиболее крупных водозаборов сосредоточена в верховьях р. Тобола и его уральских притоков, где расположены основные промышленные комплексы и населен-

ные пункты. Безвозвратные потери воды при орошении в степной части бассейна р. Тобола в настоящее время достигают в среднем 0,36 км³/год, что составляет 1,5 % среднего годового стока в устье; при промышленно-коммунальном водоснабжении — 0,7 км³/год, или 3 % от среднего годового стока. В отличие от бассейна р. Ишима, промышленно-коммунальное водопотребление в бассейне р. Тобола преобладает над водозаборами на орошение, хотя с начала 70-х годов и здесь орошаемое земледелие развивается интенсивно.

В настоящее время в бассейне р. Тобола действует 63 водохранилища, суммарная полезная емкость которых 3,1 км³. Основная часть водохранилищ расположена в верховьях уральских притоков р. Тобола (Уй, Тура, Тавда, Исеть), несколько водохранилищ построено на самом Тоболе. Значительная часть водохранилищ построена специально для промышленного водоснабжения. Наполнение водохранилищ, построенных на уральских притоках, осуществляется равномерно в течение апреля — мая, а затем происходит сработка с некоторым увеличением интенсивности от июля к марту следующего года. Режим работы водохранилищ, расположенных на р. Тоболе (табл. 3.29), аналогичен с той лишь разницей, что наполнение их осуществляется раньше, в основном в апреле (до 85 % полезного объема водохранилищ). В марте осуществляется значительная предпаводочная сработка полезного объема водохранилищ — до 25 %.

Несмотря на довольно большую суммарную регулирующую емкость водохранилищ, относительное влияние их на сток с увеличением водности по длине реки снижается и становится в устье р. Тобола незначительным. Коэффициент регулирования стока водохранилищами β в створе с. Липовского (104 км от устья) составляет всего 0,1.

Агролесомелиоративные мероприятия в бассейне р. Тобола достигли в настоящее время широкого развития. В степных районах бассейна пашни занимают значительную часть водосбора. Так, в створе г. Кустаная распаханные земли занимают 67 % площади водосбора. Вниз по течению реки размах агролесомелиоративных мероприятий уменьшается, а водность по мере впадения уральских притоков, существенно возрастает. Вследствие этого уменьшение среднего годового стока в устье р. Тобола за счет агротехники невелико и составляет в среднем не более 3 %. Максимальное уменьшение расходов воды под влиянием агролесомелиорации приходится на май и достигает в отдельные годы 170—180 м³/с,

Таблица 3.29

Регулирование стока р. Тобола водохранилищами

Месяц . .	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
ΔQ, м³/с	35	40	50	75	—405	—135	70	65	50	45	35	35

Примечание. Отрицательные значения стока — аккумуляция воды, положительные — сработка.

составляя в среднем за месяц 100—110 м³/с, а максимальное увеличение — на август, достигая в отдельные годы 20 м³/с (в среднем за месяц 10—12 м³/с).

Для бассейна р. Тобола довольно трудно установить начало антропогенных изменений стока, так как промышленно-коммунальное водопотребление из верховьев уральских притоков осуществляется давно (частично с XVIII века), кроме того, даже в настоящее время для устьевого участка эти изменения все еще невелики.

Анализ результатов показывает, что и в бассейне р. Тобола наибольшее относительное изменение под влиянием антропогенной деятельности претерпели расходы зимнего периода и периода половодья. Расходы зимнего периода в устье возросли в среднем на 16 %, в том числе в марте на 35 %, в отдельные годы это увеличение расходов воды достигало 30—50 % (в марте до 70—90 %). Уменьшение расходов воды в период половодья составило в среднем 12 %, в мае — 17 %, в отдельные годы уменьшение стока половодья достигало 20—30 % (в мае до 40 %).

Так же как и в бассейне р. Ишима, антропогенные изменения стока р. Тобола стали особенно значительными примерно с 1970 г., что объясняется интенсивным возрастанием безвозвратных потерь воды на промышленно-коммунальное водоснабжение, орошение, а также вводом в строй еще нескольких водохранилищ.

Итак, в целом влияние антропогенных факторов на сток в бассейне р. Иртыша довольно значительно: в устье р. Иртыша средний годовой сток снизился на 10 % в устье р. Ишима — на 16 %, в устье р. Тобола — на 5 %. Это влияние стало заметно проявляться приблизительно с 1960 г. Наибольшие изменения претерпели расходы зимнего периода, водность которых существенно возросла по сравнению с периодом до 1960 г. Наиболее значительными факторами, оказывающими влияние на сток в бассейне р. Иртыша, являются регулирование стока водохранилищами, мелиорация (а в бассейне р. Тобола и промышленное водоснабжение) и агролесомелиоративные мероприятия. Однако оценка гидрологического эффекта агролесомелиорации сложна и в методическом плане в значительной степени дискуссионна, поэтому данные следует считать ориентировочными.

Для рек в рассматриваемом бассейне, по которым имелись данные наблюдений до начала хозяйственного использования, была выполнена оценка статистической значимости изменений среднего месячного минимального стока под влиянием комплекса антропогенных факторов с помощью критерия Колмогорова—Смирнова. Вносимые хозяйственной деятельностью изменения статистически значимы только для зимних минимумов и не для всех рассмотренных постов (табл. 3.30). Статистически значимыми оказались изменения средних зимних минимальных расходов, превышающие 20—25 %. Такие изменения фиксируются в верх-

Таблица 3.30

Оценка значимости изменений среднего месячного минимального стока рек бассейна Иртыша под влиянием хозяйственной деятельности (уровень значимости критерия 5 %)

Река — пост	Зимний минимум					Летний минимум			
	Период	$\bar{Q}$	$\lambda_э$	Оценка H_0	r (1)	Период	$\bar{Q}$	$\lambda_э$	Оценка H_0
Тобол — с. Липовское	1894—1960	119	1,03	+	0,53	1894—1960	466	0,92	+
	1961—1980	125				1961—1981	476		
Тобол — г. Курган	1912—1960	3,58	1,37	—	0,64	1912—1960	11,2	0,73	+
	1961—1980	4,71				1960—1981	12,1		
Тобол — г. Ялуторовск	1893—1960	20,6	1,52	—	0,51	1892—1960	40,6	1,26	+
	1961—1981	27,2				1961—1981	50,6		
Иртыш — г. Омск	1924—1960	275	1,36	—	—	1923—1960	736	0,44	+
	1961—1981	380				1961—1981	680		
Иртыш — г. Усть-Ишим	1892—1960	344	2,70	—	0,60	1891—1960	875	0,87	+
	1961—1981	480				1961—1978	810		
Иртыш — г. Тобольск	1892—1960	519	1,12	+	0,49	1891—1960	1570	0,46	+
	1961—1981	580				1961—1981	1478		
Омь — г. Калачинск	1935—1960	5,20	0,65	+	0,51	1934—1960	2,79	1,06	+
	1961—1981	4,30				1961—1981	1,49		
Тара — с. Муранцево	1933—1960	8,57	0,98	+	—	1933—1960	17,2	0,63	+
	1961—1981	9,12				1961—1981	16,9		
Уй — с. Сидельниково	1951—1960	3,12	0,67	+	—	1950—1960	5,13	0,54	+
	1961—1981	2,72				1961—1981	5,06		

Примечание. Критическое значение статистики критерия Колмогорова — Смирнова при $q = 5$ % и $f_{кр} = 1{,}35$.

нем и среднем течении Тобола и Иртыша, наблюдения на которых ведутся с конца прошлого века. Несмотря на довольно интенсивное развитие хозяйственной деятельности на водосборах и в руслах притоков Тобола и Иртыша, изменения минимального стока в меженные периоды, хотя и довольно заметные, оказались статистически незначимыми.

Интересно отметить также, что АКФ зимних минимумов рек в бассейне Иртыша, как правило, III типа (реже II) и характеризуются высокой связью между смежными членами рядов (см. табл. 3.30). Кроме того, анализ показал, что характер группирования лет различной водности в зимний период на рассматриваемых реках отличается от случайных последовательностей.

Таким образом, подробное рассмотрение комплекса антропогенных факторов, влияющих на перераспределение стока рек внутри года, на наш взгляд, в полной мере объясняют выявленные статистическими методами особенности внутренней структуры многолетних рядов наблюдений за зимним стоком рек бассейнов Тобола и Иртыша.

К сожалению, мы не располагали сведениями об антропогенных факторах по другим бассейнам, поэтому можно лишь предполагать, что хозяйственная деятельность на водосборах и в руслах рек, активно проводимая в послевоенные годы, не могла не сказаться на расходах воды в меженные периоды. Это подтверждают полученные объективными методами результаты анализа пространственно-временны́х колебаний низкого стока.

ВЫВОДЫ

В настоящей работе ставилась задача исследовать пространственно-временны́е закономерности многолетних колебаний минимального стока, на которых базируется практика гидрологических расчетов. До сего времени в расчетах минимального стока основополагающие закономерности без должного обоснования принимались аналогичными годовому стоку. Так как исследование многолетних колебаний минимального стока на массовом материале и в таком аспекте до сего времени не выполнялось, то полученные результаты лучше всего оценить в сравнении с существующими представлениями об основных закономерностях многолетних колебаний речного стока, сложившимися на основе исследований (чаще всего региональных) колебаний годового стока, выполненных различными исследователями и в разное время.

1. Анализ группирования лет повышенной и пониженной водности в период зимней межени показал, что большая часть исследованных рядов (около 70 %) по числу и длительности группировок лет различной водности не отличается от случайных последовательностей. Наряду с этим выделяется значительная группа рядов (примерно 30 %), в которых группирование лет различной

водности носит неслучайный характер. Это ряды с малым числом весьма длительных группировок.

В целом по СССР средняя длительность группировок лет различной водности составляет 2,34 года в колебаниях зимних минимальных и 2,62 года в колебаниях наименьших расходов, что существенно превышает среднюю длительность группировок в колебаниях годового стока, равную 2,2 года. Вероятность появления коротких группировок (длиной 1—4 года) в колебаниях зимних минимальных и наименьших расходов воды, так же как и в колебаниях годового стока, несколько меньше, чем в случайных последовательностях. Вероятность же появления длинных группировок (10 лет и более) в колебаниях минимального стока во много раз превосходит вероятность появления группировок такой же длины в колебаниях годового стока.

2. Анализ корреляционной связанности во времени характеристик минимального стока позволил установить, что многолетним колебаниям минимального стока присущи три типа автокорреляционных функций. Наряду со сравнительно небольшой группой (около 25 %) рядов, характеризующихся связью между смежными членами ряда порядка 0,35—0,40, затухающей по закону простой цепи Маркова, имеется такая же группа рядов с высокой корреляцией между смежными членами (0,56—0,60) и затуханием ее по закону геометрической прогрессии, начиная со второго члена и, наконец, самая значительная группа рядов (примерно половина) характеризуется весьма слабой корреляцией между смежными членами (менее 0,10).

Выполненный анализ показывает, таким образом, что принятая для описания вероятных колебаний годового стока модель простого марковского процесса в целом не приемлема для описания многолетних колебаний минимального стока. По всей видимости, многолетние колебания минимального стока отличаются большим многообразием, поэтому для их описания наряду с моделью простой цепи Маркова могут приниматься модели случайной независимой выборки, а также более сложных процессов, типа сложных цепей Маркова или каких-то иных. Это весьма важный вопрос, который заслуживает самого пристального внимания, потому что все расчетные методы в гидрологии разработаны для процессов, вероятные колебания которых отвечают моделям случайных независимых выборок или простой марковской цепи. Другие процессы, которые в рядах низкого стока представлены значительной группой (около 25 %), остаются неизученными, а следовательно, без обоснованных методов анализа и расчета.

3. Оценка стационарности многолетних колебаний минимального стока, выполненная различными методами, позволила установить, что примерно $^3/_4$ использованных рядов отвечают гипотезе стационарности. Для значительной группы рядов (около 25 %) установлена нестационарность, которая проявляется в статисти-

чески значимом изменении средних значений за период инструментальных наблюдений. Характер же рассеяния и тип функции распределения многолетних рядов по минимальному стоку остался неизменным. В целом предположение о стационарности, или квазистационарности, для многолетних колебаний средних месячных зимних минимальных и наименьших годовых расходов воды не может быть принято.

4. Выполненный на большом фактическом материале анализ основных закономерностей изменения минимального стока во времени показал, что многолетние ряды с малым числом весьма длительных группировок лет различной водности (неслучайные ряды), как правило, отличаются высокой внутрирядной корреляцией и нестационарностью средних значений. Это является важным обстоятельством, потому что многочисленные исследования многолетних колебаний годового стока, выполненные при априорном предположении об их стационарности (работы В. Г. Андреянова, Д. Я. Ратковича и др.), выработали и укоренили в практике гидрологических расчетов представление о том, что повышенная автокоррелированность стоковых рядов приводит к увеличению средней длительности группировок лет различной водности. Исследование же многолетних рядов по минимальному стоку позволило установить, что особенности статистических характеристик внутренней структуры временных рядов — высокая вероятность появления длительных группировок, высокая внутрирядная связанность и нестационарность — являются следствием одних и тех же причин, а именно изменений условий формирования стока на отдельных водосборах.

5. При сопоставлении по отдельным физико-географическим районам выявленных особенностей колебаний минимального стока во времени установлено, что ряды с неслучайным характером группирования лет повышенной и пониженной водности, с высокой внутрирядной корреляцией и со значимым изменением среднего за период наблюдений, как правило, отмечаются в районах интенсивного использования рек в народном хозяйстве. Это районы южной части ЕТС, бассейнов Верхней Волги и Камы, Западной Сибири, Казахстана и Средней Азии.

Полученный результат в общих чертах подтверждает установленное Ратковичем для годового стока увеличение внутрирядной корреляции для районов с недостаточным увлажнением, но в нашем исследовании нашел иную интерпретацию (см. п. 4).

6. Анализ циклических колебаний стока рек в зимнюю межень показал, что отдельные многоводные и маловодные фазы могут наступать одновременно почти на всех реках СССР, в другие периоды реки разных регионов могут находиться в противоположных по водности фазах, т. е. в многолетних колебаниях зимнего стока рек выделяются отдельные периоды синхронного и асинхронного стока, а не зоны.

Самым длительным, маловодным и наибольшим по охватываемой территории был период 1930—1940-х годов. С середины 50-х годов на реках южных районов ЕТС, бассейнов Верхней Волги и Камы, Западной Сибири, Казахстана и некоторых районов Восточной Сибири начался период повышенной водности в зимнюю межень, который продолжался без перерыва до середины 70-х годов. На реках Севера, Северо-Запада ЕТС, Прибалтики и Белоруссии этот многоводный период прерывался маловодной фазой в 60-х годах.

7. Корреляционная связанность зимнего стока в пространстве, как показал анализ пространственно-временны́х корреляционных функций, построенных для совокупностей рек ЕТС, АТС и всей территории СССР, существенно ниже, чем для годового стока. Даже для постов, расположенных в радиусе 100 км, пространственная корреляция не превышает 0,40. Корреляционная связанность зимнего стока характеризуется весьма слабым затуханием в пространстве, радиус положительной корреляции превышает 4000 км на ЕТС и АТС, достигая 7000 км для всей территории СССР.

8. Внутрирядная связанность осадков и температуры воздуха теплого сезона характеризуется тремя типами автокорреляционных функций: для подавляющего большинства исследованных рядов (85 %) по обеим характеристикам свойственна весьма слабая корреляция между смежными и более удаленными членами рядов (менее 0,05); примерно 10 % исследованных рядов имеют временную связанность затухающую по закону простой марковской цепи, при первом коэффициенте корреляции 0,25—0,30; весьма незначительная группа рядов (около 5 %) отвечает процессам с бо́льшей глубиной памяти (8 лет и более) и высокой связанностью смежных членов ряда (0,35—0,44).

9. Для небольшой группы рядов (до 10—15 %) по осадкам и температуре воздуха теплого сезона установлена нестационарность, которая связана со статистически значимым изменением средних. В характере же рассеяния и типе функций распределения рассматриваемых метеоэлементов значимых изменений за период наблюдений не произошло.

Метеостанции с нестационарными рядами по осадкам тяготеют к побережьям Охотского и Баренцева морей. Метеостанции с нестационарными рядами по температуре воздуха, как правило, располагаются вблизи крупных населенных пунктов.

10. За период инструментальных наблюдений для всех районов страны прослеживается тенденция повышения зимнего минимального стока, исключая Лено-Индигирский регион, север Западной Сибири и Нижнее Поволжье. В многолетних колебаниях осадков и температуры воздуха теплого сезона установлены также тенденции увеличения в последние десятилетия. И лишь для Лено-Индигирского региона и севера Центральной и Западной Сибири

характерна противоположная тенденция: понижение температуры воздуха и осадков в теплый сезон.

11. Экспериментальная проверка, выполненная по моделированию заданных тенденций в аргументах и оценке статистически значимых изменений функции—отклика, позволила оценить нижний предел изменения аргумента (аргументов), способный вызвать значимые изменения средних значений функции-отклика. На основании таких экспериментальных оценок было установлено, что изменения осадков и температуры воздуха за период наблюдений в районах Камчатки, Дальнего Востока, Средней Азии и Казахстана достаточно велики, чтобы обусловить статистически значимые изменения зимнего стока рек этих районов. В остальных районах страны изменения осадков и температуры воздуха теплого сезона не могли обусловить статистически значимые изменения стока рек в зимнюю межень.

12. Анализ сведений о хозяйственной деятельности в бассейне р. Иртыша показал, что наиболее значительные изменения под влиянием комплекса антропогенных факторов испытывает минимальный сток рек в зимний период. Это обусловлено и интенсивной сработкой водохранилищ в связи с подготовкой к весеннему наполнению, и агролесомелиоративными мероприятиями, направленными на увеличение поверхностного увлажнения распаханных площадей водосбора, что приводит к постепенному повышению уровней подземных вод, срабатываемых в зимний период.

4. МИНИМАЛЬНЫЕ СРЕДНИЕ МЕСЯЧНЫЕ ЛЕТНЕ-ОСЕННИЕ РАСХОДЫ ВОДЫ РЕК

4.1. ХАРАКТЕРИСТИКА ИСХОДНЫХ ДАННЫХ

Анализ и обобщение данных по минимальному среднему месячному стоку в летне-осенний период производились по 212 постам, расположенным на Европейской территории, и 168 постам на Азиатской территории СССР, имеющим периоды наблюдений свыше 30—40 лет (до 1978—1980 гг.). Гидрологические посты находятся в основном на средних реках, причем на ЕТС они распределены относительно равномерно по территории, а на АТС находятся в основном в южных и западных районах, наиболее изученных в гидрологическом отношении (табл. 4.1).

Как следует из таблицы, основное количество постов имеет период наблюдений от 40—60 лет (58,5 %) и площади водосборов от 1000 до 50 000 км² (74 %). Минимальный сток рек этого диапазона изменяется по территории в соответствии с зональным изменением климата. Данные о минимальном стоке больших и малых рек использовались лишь в районах со слабой гидрологической изученностью, к тому же следует отметить, что наиболее продолжительные ряды наблюдений приходятся на створы, расположенные на больших реках. Для более детального анализа территория СССР была разбита на 30 районов с относительно схожими условиями формирования минимального летнего стока, из них 17 районов выделено на ЕТС и 13 — на АТС [23, 24].

Таблица 4.1

Распределение количества постов

а) по продолжительности периода наблюдений

Продолж., лет	30—40	41—60	61—80	81—100
Кол-во постов				
ЕТС	61	124	8	19
АТС	22	122	14	6

б) по площади водосбора

F тыс. км²	<1	1—5	5—50	50—100	100
Кол-во постов					
ЕТС	29	83	87	8	3
АТС	9	29	73	17	40

4.2. РАСЧЕТ МАЛОВОДНЫХ И МНОГОВОДНЫХ ГРУППИРОВОК ЛЕТ

Расчет группировок повышенной и пониженной водности средних месячных летне-осенних минимальных расходов производился по отношению к медиане многолетнего ряда. Расход воды, равный медиане, условно включался в группировку лет пониженной водности.

Из анализа полученных данных (табл. 4.2) следует, что для рек бассейнов Белого, Баренцева и Балтийского морей, имеющих средний период наблюдений 46,5 лет, характерны группировки небольшой продолжительности. Из общего числа серий 1552 группировки в 1 год составляют 47 % общего количества, 1—2 года — 74 %, 1—3 года — 87 %, 1—5 лет — 96 %. Серии из 6—10 лет встречаются только в 4 % случаев. Из них четыре серии принадлежат рекам бассейна р. Немана. Для рек бассейнов Белого и Баренцева морей максимальная длина серий (9 лет) встречается лишь на р. Северная Двина — п. Абрамково.

Для рек бассейна Каспийского моря, имеющих средний период наблюдений 49,4 года, также характерно уменьшение повторяемости группировок по мере увеличения их продолжительности. Из общего числа серий 1307 группировки в 1 год составляют 31 % их общего количества, 1—2 года — 67 %, 1—3 года — 79 % и 1—5 лет — 91 %, что несколько ниже, чем для рек бассейнов Белого, Баренцева и Балтийского морей. Количество группировок большой продолжительности (6—10 лет и более) составляет около 9 % и встречается 16 раз. Наибольшее количество таких серий (11) появляется в Верхне-Волжском районе и относится в основном к таким крупным рекам с продолжительными рядами наблюдений, как Волга, Ока, Москва, Клязьма и др. Короткие группировки (продолжительностью 1—3 года) повышенной водности встречаются чаще, чем группировки такой же длительности пониженной водности. Повторяемость более длительных группировок (свыше 4—5 лет) пониженной водности превосходит повторяемости группировки такой же длительности повышенной водности.

Ряды минимальных средних месячных летне-осенних расходов рек бассейнов Черного и Азовского морей со средней продолжительностью наблюдений 45,5 лет также характеризуются преобладанием группировок небольшой продолжительности. Из общего числа серий (1275) серии длительностью в 1 год составляют 44,7 %, серии продолжительностью 1—2 года — 67,7 %, 1—3 года — 80,2 % и 1—5 лет — 91 %. На долю более продолжительных группировок (6—10 лет и более) приходится около 9 % случаев. Наибольшее число рядов минимальных средних месячных летне-осенних расходов, включающих подобные серии, приходится на бассейны рек Дона и Сев. Донца 11 и 9 серий соответственно. Относительно повторяемости группировок повышенной и пониженной водности можно отметить, что короткие группировки длительностью в 3—5 лет повышенной водности встречаются чаще, чем группировки такой же длительности пониженной водности. Для серий продолжительностью 2 года характерно обратное соотношение. Повторяемость более продолжительных группировок (свыше 5 лет) пониженной водности превосходит повторяемость группировок такой же длительности повышенной водности. Сред-

Таблица 4.2

Повторяемость группировок различной длительности для рек ЕТС

Район	Число постов	Средний период наблюдений, лет	Общее число серий	Средняя длина серий	Количество группировок длительностью, лет									
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Кольский п-ов и Карелия	10	42,3	227	1,9	106	75	28	10	6	1	1	0	0	0
Бассейн Онеги и Сев. Двины	11	50,6	245	2,3	99	68	36	23	11	5	1	1	1	1
Бассейны рек от Сев. Двины до Печоры	11	48,2	276	1,9	133	83	31	16	8	2	1	2	0	0
Побережье Финского и Рижского залива до устья Зап. Двины	21	44,2	441	2,1	208	112	66	21	13	7	8	4	1	1
Бассейн Зап. Двины и побережье до устья Немана	6	39,3	126	1,9	67	33	16	4	2	1	2	0	1	0
Бассейн Немана и побережье до гос. границы	10	54,1	237	2,3	119	50	26	16	10	5	4	1	2	4
Верхне-Волжский	31	50,8	630	2,5	271	143	95	40	22	20	14	11	2	11
Бассейн р. Камы	25	51,4	554	2,4	270	112	48	52	30	16	13	4	5	4
Нижнее Поволжье	9	38,8	123	2,8	57	15	16	6	12	5	3	4	3	2
Зап. Украина и Молдавия	7	48,8	140	2,2	77	20	23	12	5	2	2	2	0	2
Белоруссия и Верхнее Приднепровье	11	54,9	210	2,4	91	55	18	12	12	9	9	1	1	2
Среднее и Нижнее Приднепровье	13	51,2	236	2,6	93	63	25	14	17	8	5	3	3	5
Крым	2	35,5	25	2,6	12	3	4	3	0	1	1	0	0	1
Бассейн Дона без бассейна Сев. Донца	16	43,1	237	2,6	96	53	38	23	7	4	2	2	1	11
Бассейн Сев. Донца	12	45,2	152	2,9	66	34	12	12	4	7	3	2	3	9
Кавказ	4	40,5	54	2,4	21	15	8	6	1	0	0	2	0	1
Зап. Закавказье	10	44,8	221	2,0	112	50	34	14	5	2	3	0	0	1

ния продолжительность серий для Европейской территории СССР равна 2,45 года.

Анализ гистограмм вероятностей серий различной длины, которые наблюдаются в случайных последовательностях средних месячных минимальных летне-осенних расходов воды (рис. 4.1 и 4.2), показывает, что наибольшая частота появления характерна

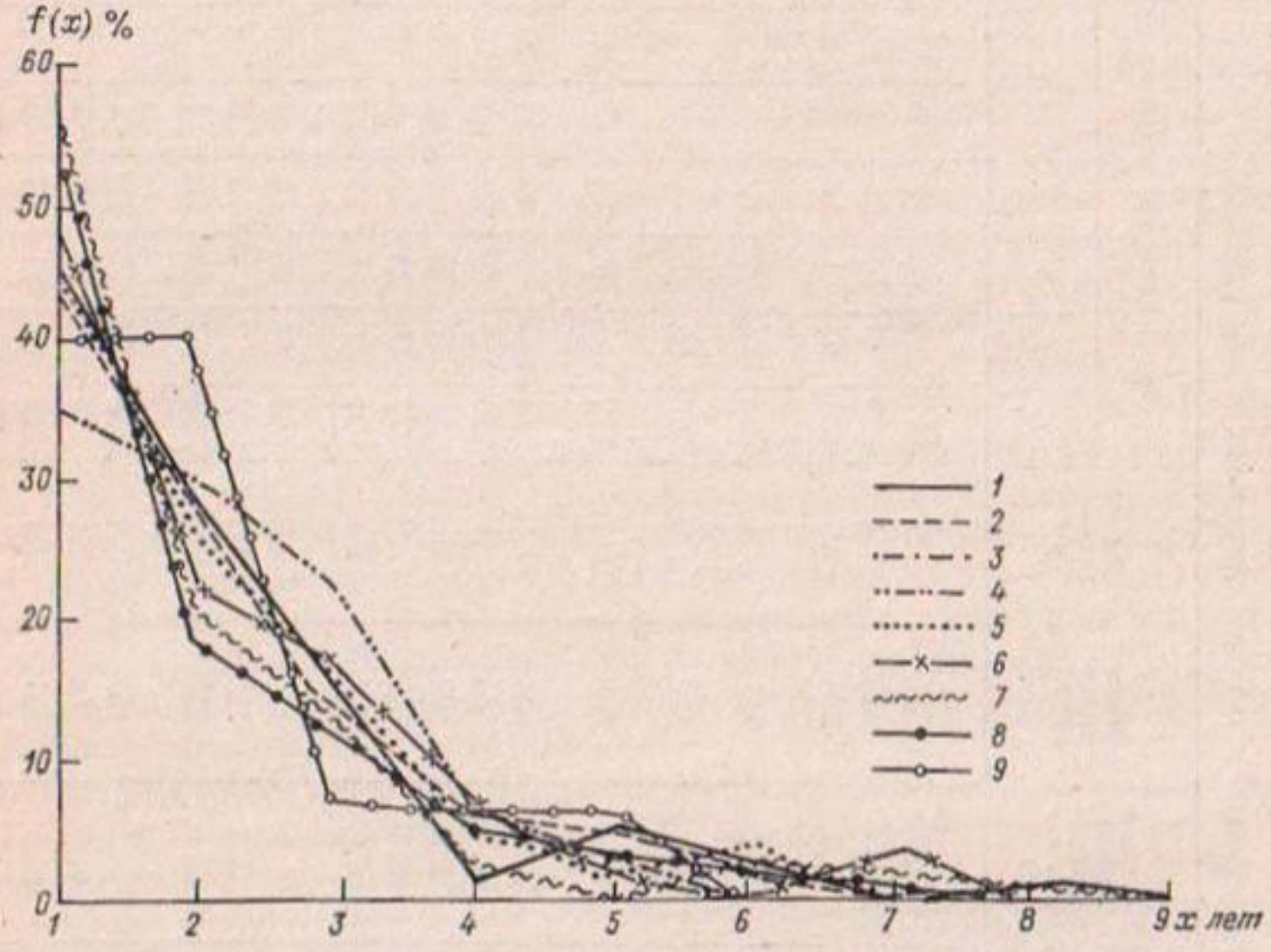


Рис. 4.1. Гистограмма вероятностей появления серий повышенной водности различной продолжительности для рядов среднемесячных расходов воды.

1 — Горный Алтай и Верхний Иртыш, *2* — Нижний Иртыш и Нижняя Обь, *3* — Ангаро-Енисейский район, *4* — Камчатка, *5* — Лено-Индигирский район, *6* — Забайкалье, *7* — Дальний Восток, *8* — Северо-Восток СССР, *9* — Ангара.

для серий продолжительностью в один год и колеблется от 35,6 % на реках Камчатки до 57,4 % на реках Северо-Востока СССР для серий повышенной водности и от 32,8 % также на реках Камчатки до 56,4 % на реках Горного Алтая для серий пониженной водности. Гистограммы появления серий различной продолжительности в рядах наблюдений за минимальным стоком на реках Камчатки и бассейна Ангары заметно отличаются от остальных гистограмм.

Частота появления двухлетних серий пониженной водности в рядах этих рек выше, чем частота появлений серий в один год. С помощью генетического анализа установлено, что для мини-

мального стока рек Камчатки имеет место естественная внутрирядная связанность, обусловленная регулирующим влиянием подземных вод. Этому способствует широкое распространение на полуострове сильнопористых и трещиноватых вулканогенных пород, аккумулирующих большие запасы подземных вод и обусловливающих устойчивое питание рек и высокую естественную зарегулированность их стока.

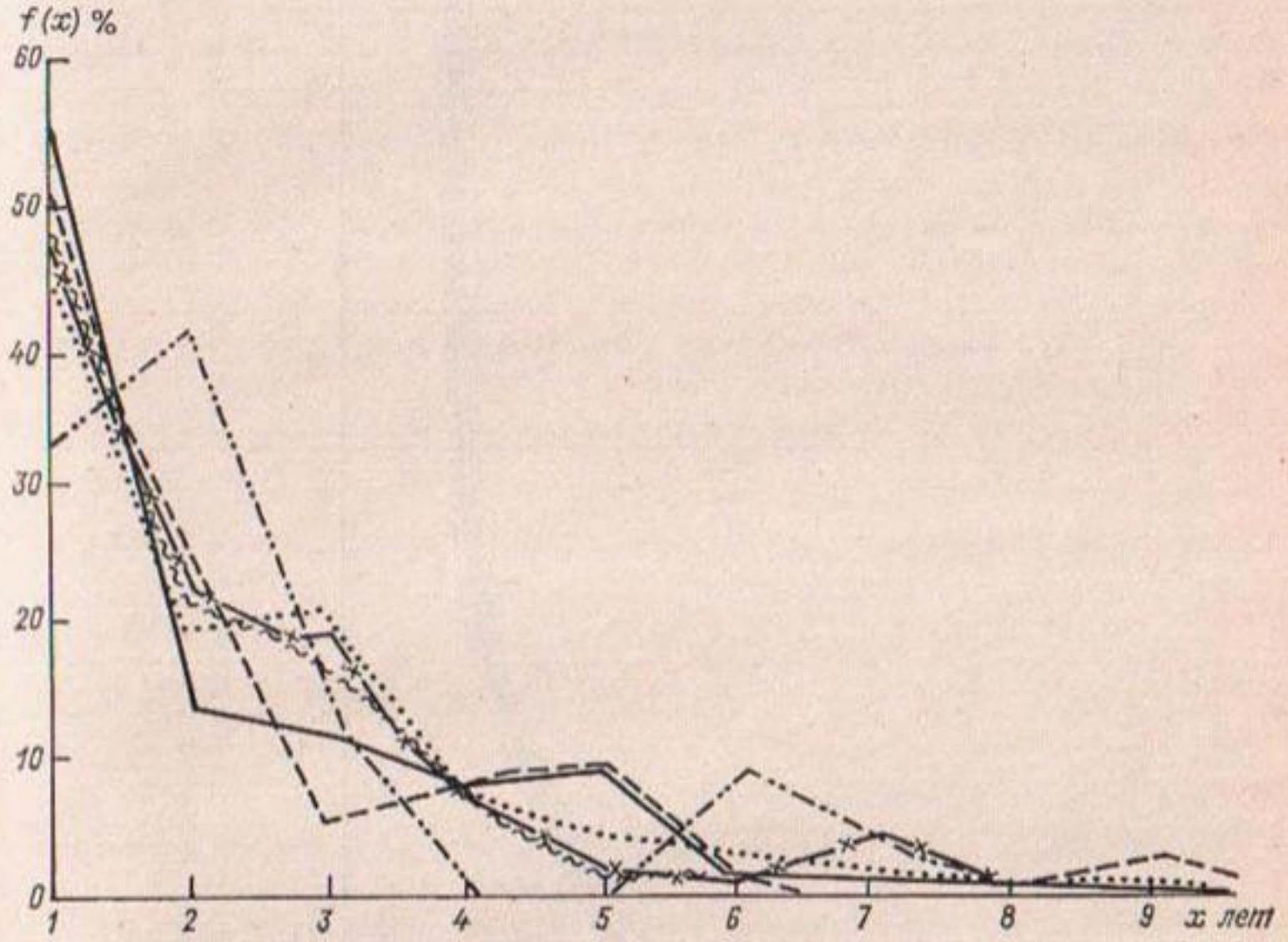


Рис. 4.2. Гистограмма вероятностей появления серий пониженной водности различной продолжительности для рядов средних месячных расходов воды.
Усл. обозн. см. на рис. 4.1.

Частотные кривые серий различной длины для рек остальных районов очень близки. Колебания частот однолетних серий повышенной водности для этих районов АТС составляют от 44,8 до 57,4 % и для серий пониженной водности от 45,4 до 56,4 %. Для двухлетних серий пониженной водности частота изменяется от 18,5 % (Средняя Обь) до 26,7 % (Нижний и Средний Енисей).

Эмпирические кривые распределения серий различной продолжительности повышенной водности для рядов минимального среднего месячного стока рек АТС (рис. 4.3) оказались близки между собой, за исключением Камчатки. Районные кривые обеспеченности серий повышенного стока были объединены в одну кривую.

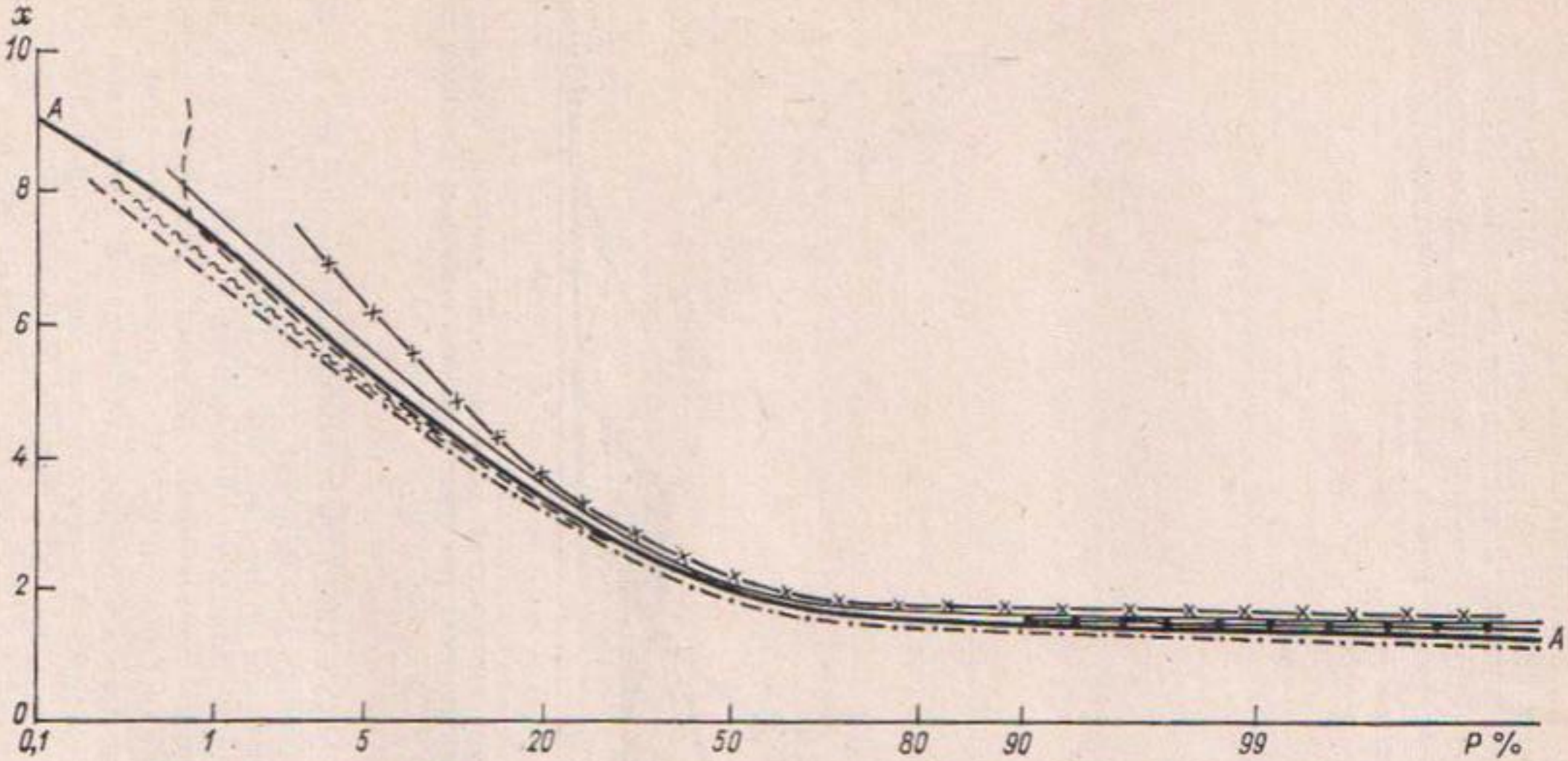


Рис. 4.3. Эмпирические распределения серий повышенной водности различной продолжительности по районам АТС и объединенная кривая распределения (*АА*).

Усл. обозн. см. на рис. 4.1.

Проверка объединения осуществлялась по критерию согласия Колмогорова—Смирнова, который показал, что гипотеза о соответствии объединенной кривой каждой из построенных районных кривых обеспеченности принимается с вероятностью $P \geqslant 95\ \%$. Аналогичное объединение произведено для районных кривых обеспеченности серий пониженной водности. Далее обе полученные кривые обеспеченности объединялись в одно общее для всех рек АТС эмпирическое распределение серий водности различной продолжительности в рядах минимальных средних месячных расходов воды (рис. 4.3, кривая AA). Проверка объединения осуществлялась также по критерию согласия Колмогорова—Смирнова, и гипотеза о совпадении объединяемых кривых принималась с вероятностью $P = 95\ \%$.

Объединение районных кривых для ЕТС представляется не целесообразным, поскольку в этом регионе наблюдается значительное разнообразие вероятностных кривых в связи со значительным антропогенным влиянием на минимальный сток рек.

4.3. ОЦЕНКА СЛУЧАЙНОСТИ МНОГОЛЕТНИХ КОЛЕБАНИЙ

Оценка случайности рядов минимальных летне-осенних месячных расходов производилась по статистическим критериям общего числа R и максимальной длины серий k.

Как видно из рис. 4.4 и 4.5 и табл. 4.3, для рек бассейнов Белого, Баренцева и Балтийского морей гипотеза случайности по критерию общего числа серий не подтверждается для шести постов из 69, по максимальной длине серий также для шести постов. При этом только ряд наблюдений р. Неман — г. Гродно является неслучайным по обоим критериям.

Для рек бассейна Каспийского моря гипотеза случайности данных опровергается для 16 рядов из 65 по критерию общего числа серий и для 23 рядов по критерию максимальной длины серий. По обоим критериям неслучайными являются 10 рядов. Наибольшее число таких рядов относятся к Верхне-Волжскому району, для которого из 31 ряда неслучайными являются девять по критерию общего числа серий и 10 по критерию максимальной длины, из них пять рядов не проходят по обоим критериям. Для рек Нижнего Поволжья также характерно наличие неслучайных рядов стока. Для четырех из девяти рядов гипотеза случайности опровергается, причем для трех из них по обоим критериям. Для рек Черного и Азовского морей выполненная оценка дала следующие результаты. Из 75 рядов по критерию общего числа серий гипотеза случайности опровергается для 29 рядов, по максимальной длине серий — для 28, по обоим критериям — для 21. Наибольшее число пунктов с рядами, представляющими собой неслучайные последовательности, относятся к Среднему и Нижнему

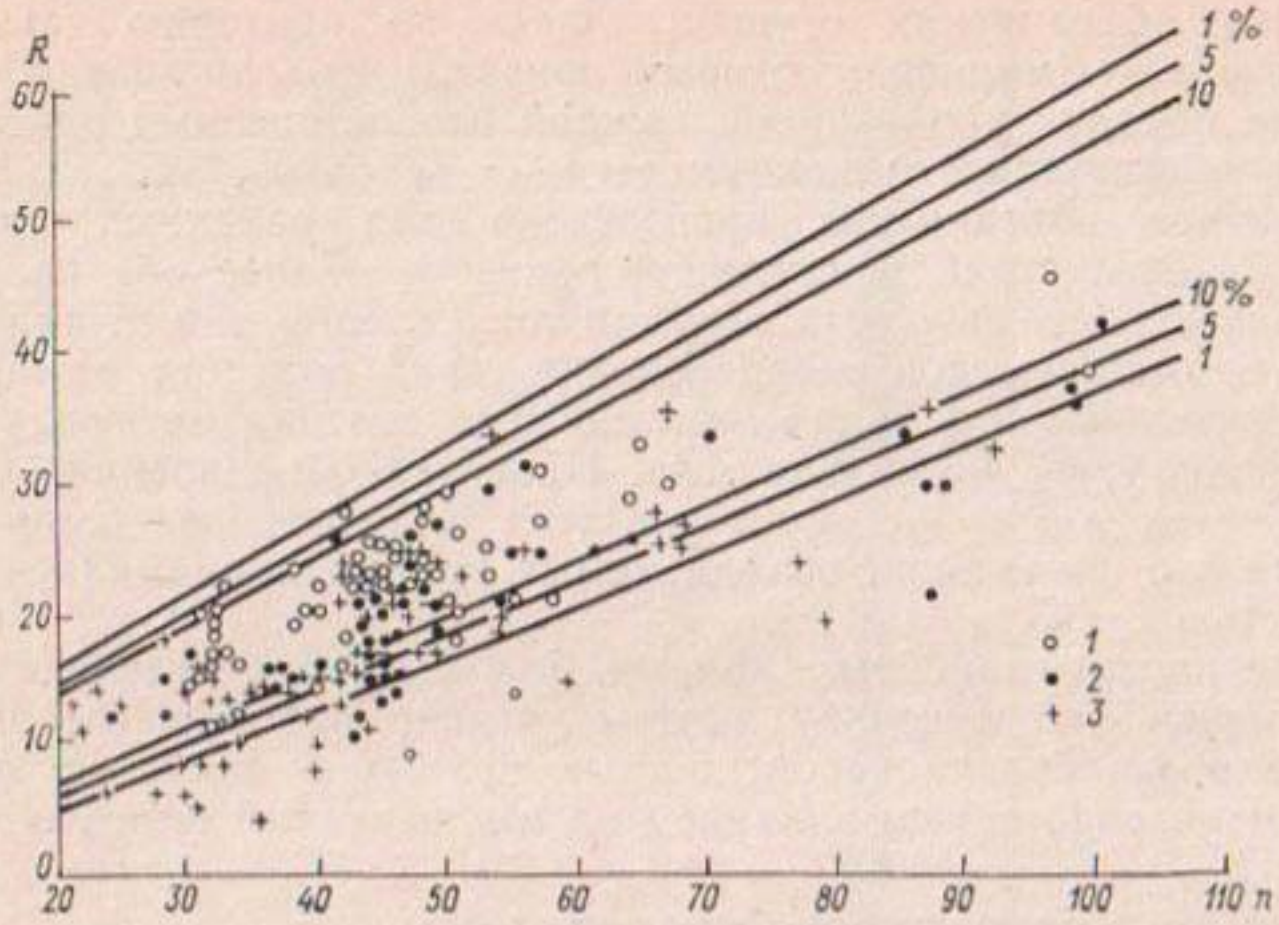


Рис. 4.4. Оценка гипотезы случайности рядов минимального летне-осеннего стока рек ЕТС по общему числу серий (R).

1 — бассейн Белого, Баренцева и Балтийского морей; *2* — бассейн Каспийского моря; *3* — бассейн Черного и Азовского морей.

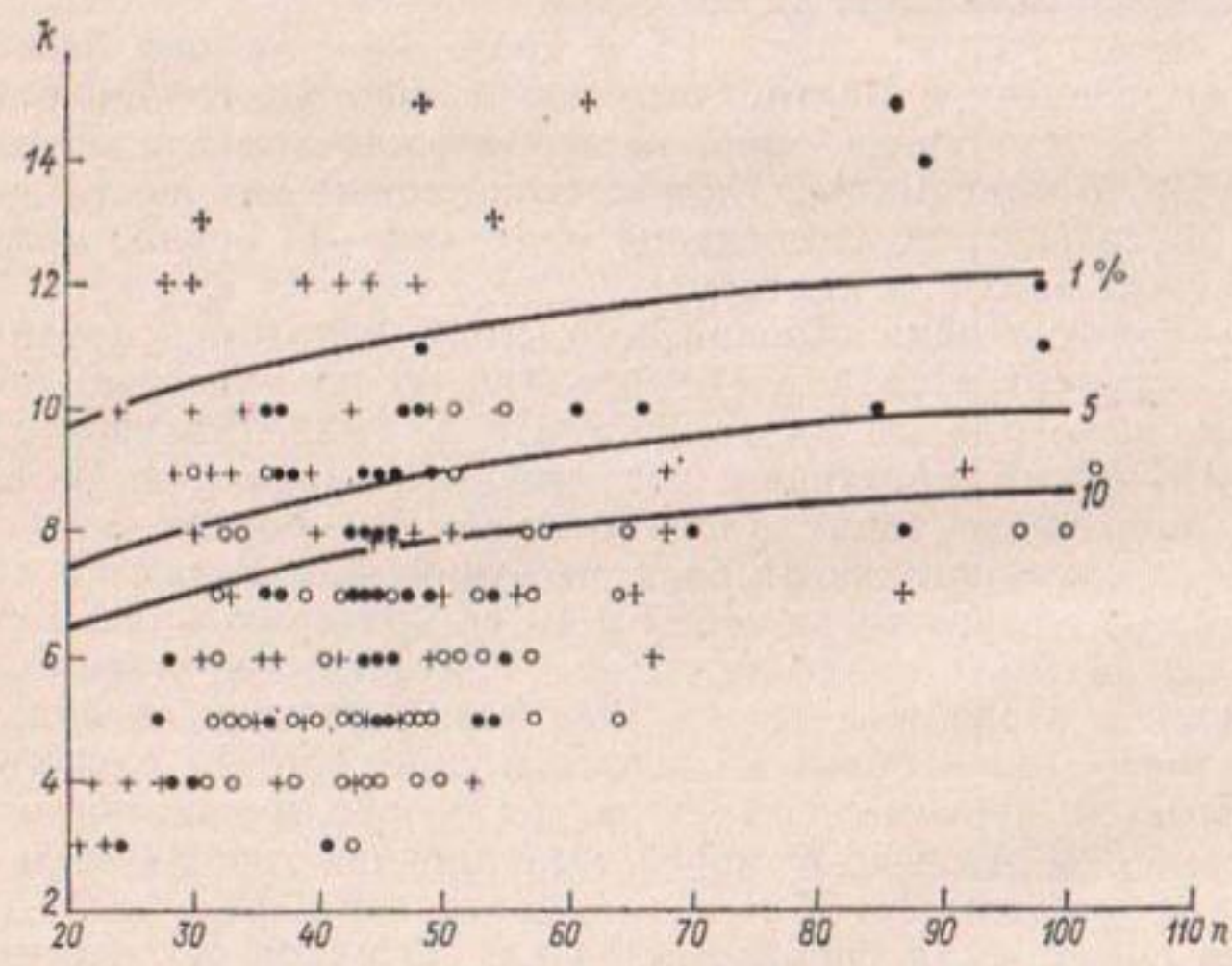


Рис. 4.5. Оценка гипотезы случайности рядов минимального летне-осеннего стока рек ЕТС по максимальной длине серий (k).

Усл. обозн. см. на рис. 4.4.

Таблица 4.3

Распределение гидрологических постов, ряды которых не отвечают гипотезе случайности

Район	Число постов	Средний период наблюдений, лет	Количество рядов, не отвечающих гипотезе случайности		
			общему числу серий	максимальной длины серий	обоим критериям
Кольский п-ов, Карелия	10	42,3	0	0	0
Бассейн Онеги и Сев. Двины	11	50,6	1	0	0
Бассейны рек от Сев. Двины до Печоры включительно	11	48,2	0	0	0
Побережье Финского и Рижского заливов до устья Зап. Двины	21	44,2	3	1	0
Бассейн Зап. Двины и побережье до устья р. Неман	6	39,3	0	1	0
Бассейн р. Неман и побережье до гос. границы	10	54,1	2	4	1
Верхне-Волжский	31	50,8	9	10	5
Бассейн р. Камы	25	51,4	3	9	2
Нижнее Поволжье	9	38,8	4	4	3
Зап. Украина и Молдавия	7	48,8	2	2	2
Белоруссия и Верхн. Приднепровье	11	54,9	3	3	2
Среднее и Нижнее Приднепровье	13	51,2	6	4	3
Крым	2	35,5	1	1	1
Бассейн Дона без бассейна Сев. Донца	16	43,1	6	7	6
Бассейн Сев. Донца	12	45,2	7	7	5
Кавказ	4	40,5	2	1	1
Зап. Закавказье	10	44,8	1	1	1

Приднепровью, бассейнам рек Дона и Сев. Донца, в которых гипотеза случайности опровергалась примерно в 50 % случаев.

Если проследить изменение количества рядов, не противоречащих гипотезе случайности в целом по территории ЕТС, то можно заметить, что относительное количество рядов, для которых гипотеза случайности опровергается, увеличивается с севера на юг. Для рек бассейнов Белого и Баренцева морей только один ряд из 32 не соответствует модели случайной последовательности по критерию общего числа серий. В бассейне Балтийского моря таких рядов 10 из 37, то есть 28 %. В целом же по северным рекам это составляет 16 % общего числа. Для рек бассейна Каспийского, а также Черного и Азовского морей эта величина составляет около 45 %, т. е. почти половина рядов минимальных летне-осенних средних месячных расходов не соответствует модели случайной последовательности. По отдельным районам количество рядов,

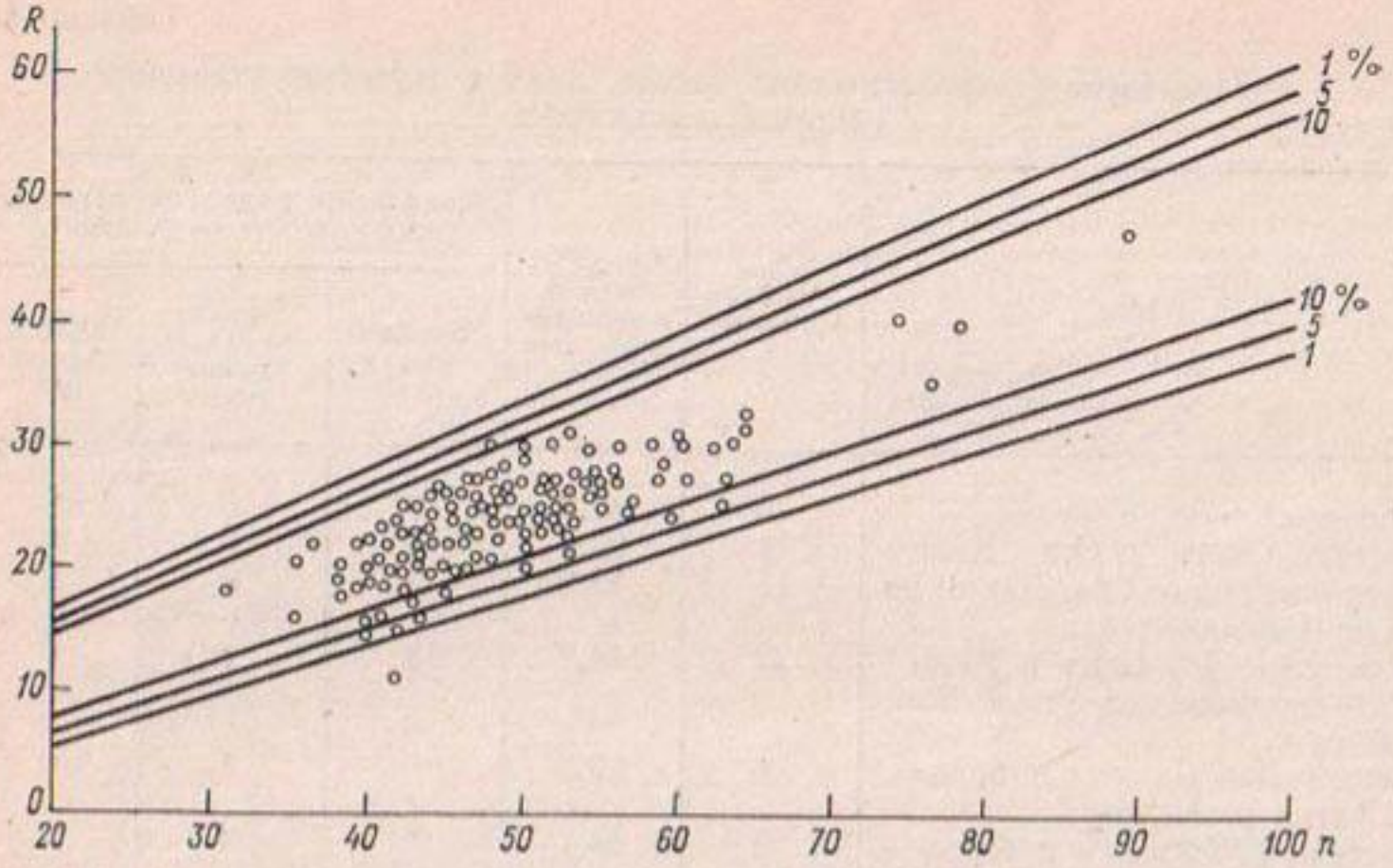


Рис. 4.6. Оценка гипотезы случайности рядов минимального летне-осеннего стока рек АТС по общему числу серий (R).

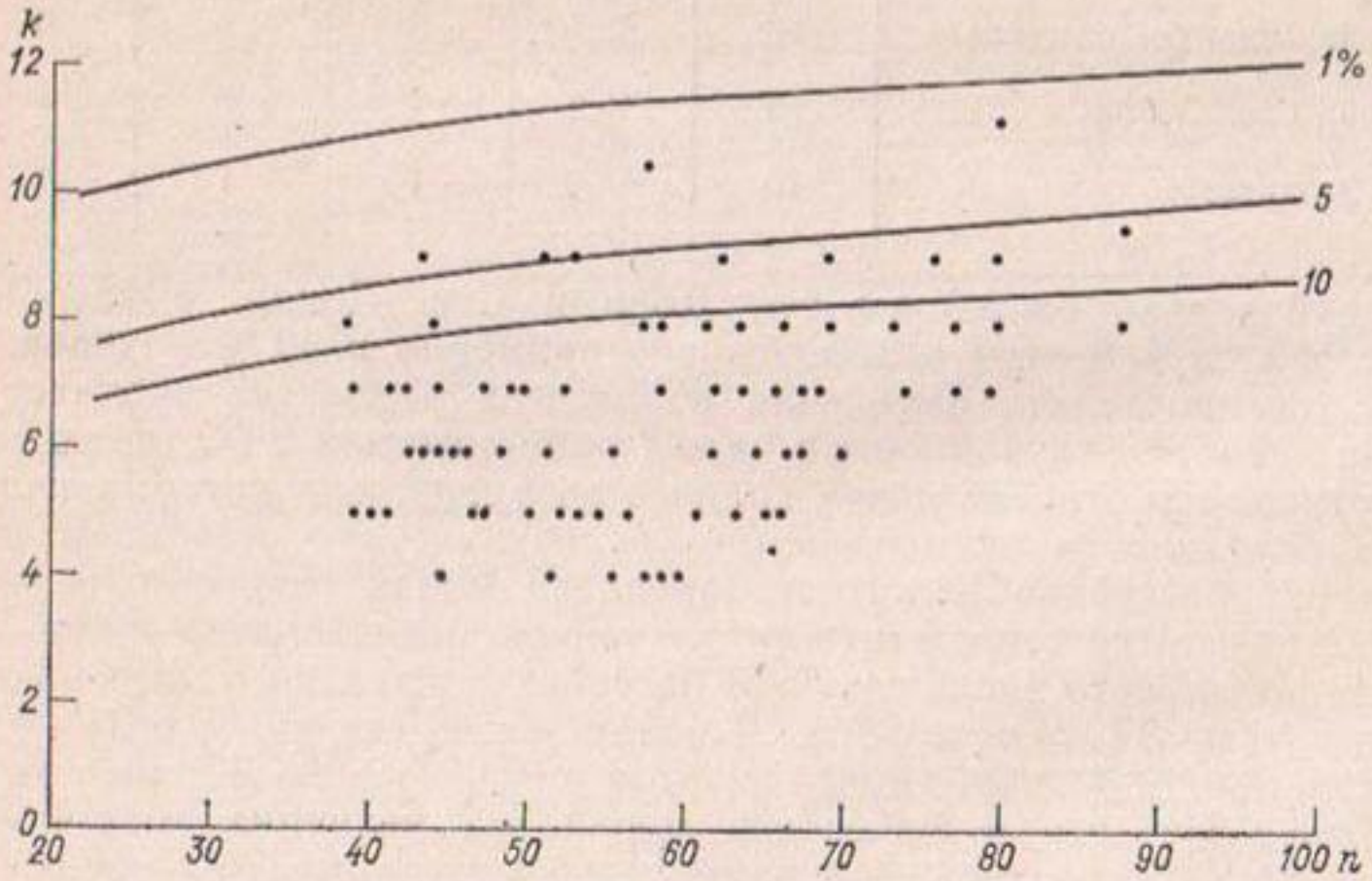


Рис. 4.7. Оценка гипотезы случайности рядов минимального летне-осеннего стока рек АТС по максимальной длине серий (k).

для которых гипотеза случайности опровергается, колеблется от 25 до 60 % (см. табл. 4.3). Одной из основных причин появления группировок лет, носящих неслучайный характер, по-видимому, является антропогенный фактор, так как большинство рядов, для которых гипотеза случайности была отклонена, относится к районам с интенсивным развитием хозяйственной деятельности.

Для Азиатской территории СССР, в значительно меньшей мере подверженной влиянию этого фактора, проверка гипотезы случайности показала, что количество рядов и число группировок, выходящих за допустимые пределы, свойственные случайным выборкам, весьма незначительны. Проверка этой гипотезы по максимальной длине серий при том же уровне значимости 5 % (рис. 4.6 и 4.7) показала, что лишь 6,5 % рядов имеют серии, максимальная длина которых превышает критическую. Поэтому в целом для рек АТС можно считать, что ряды минимального летне-осеннего стока удовлетворяют гипотезе случайности данных наблюдений.

4.4. АНАЛИЗ СТАЦИОНАРНОСТИ МНОГОЛЕТНИХ КОЛЕБАНИЙ

Анализ стационарности многолетних рядов летне-осенних средних месячных минимальных расходов воды производился с помощью статистических критериев Стьюдента, Фишера и Колмогорова—Смирнова, модифицированных для рядов из распределения Пирсона III типа, имеющих связность между смежными членами ряда [79, 82, 49]. Гипотеза о стационарности ряда принималась при уровне значимости $\alpha=5$ %, если рассчитанное значение статистики было меньше критического и отклонялась в противном случае.

Результаты расчетов, приведенные в табл. 4.4 для ЕТС, показывают, что критерии Колмогорова—Смирнова и Стьюдента дают примерно одинаковые результаты. Причем первый критерий оказался несколько более чувствительным. Количество рядов, для которых гипотеза стационарности средних значений опровергается, несколько больше, чем по второму. При оценке стационарности дисперсий получилась обратная картина т. е. этот критерий оказался менее чувствительным, чем критерий Фишера.

Анализ оценки стационарности, произведенный по отдельным районам ЕТС, дал следующие результаты. Количество рядов минимальных расходов, для которых гипотеза стационарности опровергается, составило: для рек бассейнов Белого и Баренцева морей по Стьюденту два из 32, по Колмогорову—Смирнову также два, для рек бассейна Балтийского моря — соответственно семь и восемь из 37, для рек бассейна Каспийского моря — девять и 12 из 65 и для бассейнов Черного и Азовского моря — 16 и 15 из 75.

Оценка стационарности дисперсий дала следующие результаты. Количество рядов, для которых нулевая гипотеза опровергается, составило: для рек бассейнов Белого и Баренцева морей по кри-

Таблица 4.4

Распределение гидрологических постов на ЕТС, ряды которых не отвечают гипотезе стационарности

Район	Число постов	Средний период наблюдений, лет	Количество рядов, не соответствующих гипотезе стационарности, по		
			Стьюденту	Фишеру	Колмогорову — Смирнову
Кольский п-ов и Карелия	10	42,3	1	3	0 0
Бассейн Онеги и Сев. Двины	11	50,6	1	3	0 0
Бассейны рек от Сев. Двины до Печоры включительно	11	48,2	0	1	2 0
Побережье Финского и Рижского залива до устья Зап. Двины	21	44,2	2	6	3 2
Бассейн Зап. Двины и побережье до устья р. Немана	6	39,2	2	5	1 0
Бассейн Немана и побережье до гос. границы	10	54,1	3	1	4 0
Верхне-Волжский	31	50,8	6	10	7 2
Бассейн р. Камы	25	51,4	3	8	4 1
Нижнее Поволжье	9	38,8	0	2	1 0
Зап. Украина и Молдавия	7	48,8	1	2	0 0
Белоруссия и Верхнее Приднепровье	11	54,9	2	3	6 2
Среднее и Нижнее Приднепровье	13	51,2	2	4	3 0
Крым	2	35,5	0	1	0 0
Бассейн Дона без бассейна Сев. Донца	16	43,1	4	3	3 1
Бассейн Сев. Донца	12	45,2	6	2	2 0
Кавказ	4	40,5	1	2	1 0
Зап. Закавказье	11	44,8	0	1	0 0

терию Фишера семь, по критерию Колмогорова — Смирнова такие ряды отсутствуют, для рек бассейна Балтийского моря — соответственно двенадцать и два, по бассейну Каспийского моря — 20 и три для рек бассейнов черного и Азовского морей — 18 и три.

Таким образом, приняв в качестве основных критериев критерий Стьюдента, давший примерно одинаковые результаты с критериями Колмогорова—Смирнова и Фишера, оказавшимся более чувствительным в отношении нулевой гипотезы, можно констатировать, что наименьшее число рядов, для которых гипотеза стационарности опровергается, приходится на реки бассейнов Белого и Баренцева морей и составляет около 15 % общего числа как в отношении средних, так и дисперсий. Для рек бассейна Балтийского моря эта величина равняется 25 %, для рек Каспийского моря — 20—25 % и для рек бассейнов Черного и Азовского морей — 20—25 %. Если проследить распределение по

районам рядов, для которых гипотеза стационарности опровергается хотя бы по одному критерию, то для рек бассейна Белого и Баренцева морей окажется семь или 20 % общего числа, Балтийского моря — 16 (43 %), Каспийского моря — 28 (43 %), Черного и Азовского — 31, или 40 % общего числа рядов, использованных в расчетах.

Таким образом, для значительного числа рядов минимальных летне-осенних средних месячных расходов воды рек ЕТС, кроме самых северных районов (бассейны Белого и Баренцева морей), характерно наличие нестационарности средних и дисперсий. Причиной этого могут быть как климатические факторы, так и, скорее, антропогенная деятельность на водосборе, способная приводить к направленному изменению характеристик минимального стока, особенно летне-осеннего.

Как следует из табл. 4.5, для рек Азиатской территории СССР

Таблица 4.5

Ряды минимального среднего месячного летне-осеннего стока рек АТС, нестационарные с вероятностью $P = 95$ %

Река — пост	Объем ряда	Критерий		
		Фишера	Стьюдента	Колмогорова — Смирнова
Ульба — с. Ульба-Перевалочная	23	3,66		
Обь — г. Салехард	24	2,50		
Томь — г. Томск	30	2,52		
Мундыбаш — пгт Мундыбаш	22	4,23		
Я — пгт Яя	21	2,94		
З. Китой — с. Тихеевка	21			1,44
Кеть — пос. Максимкин Яр	21	4,40		
Иртыш — г. Тобольск	44	137,1		
Омь — г. Калачинск	23	3,46		
Сев. Сосьва — пгт Сосьва	21	3,15		
Туба — с. Бугуртак	32	126,3		
Ангара — с. Бочучары	24		6,80	2,48
Куда — с. Грановщина	21	3,91		
Ия — г. Тулун	26	3,46		
Уда — д. Укар	24	3,16		
Туолба — пгт Александровка	20	6,85		
Потома — д. Бролог	21	11,4		
Амга — с. Буяга	22	3,91		
Амга — с. Амга	21	3,30		
Амга — с. Терюшь	20	3,01		
Чона — с. Туой-Хая	15	3,99		
Амур — с. Кумара	34	9,25		
Мур — с. Черняево	32		—2,68	
Завитая — с. Михайловка	22	3,31		
Артемовка — с. Штыково	26	2,45		
Поронай — с. Абрамовка	18		—2,16	1,35
Колыма — г. Среднеколымск	25		2,87	1,54
Камчатка — с. Долиновка	21		—2,53	1,36

количество рядов, не стационарных по тому или иному критерию, незначительно и колеблется от 3 до 16 % общего числа рядов в различных районах, причем ряды нестационарны в основном по дисперсиям. По сравнению с реками ЕТС небольшое число нестационарных постов обусловливается, по-видимому, значительно меньшим развитием хозяйственной деятельности.

4.5. АНАЛИЗ АВТОКОРРЕЛЯЦИОННЫХ ФУНКЦИЙ

Внутрирядная связанность рядов минимальных летне-осенних средних месячных расходов воды оценивалась путем анализа автокорреляционных функций (АКФ). Этот анализ производился с учетом двух основных показателей, значимого отличия коэффициента корреляции от нуля и «глубины памяти», т. е. количества значимых на отрезке сдвига от 1 до 10 лет. Значимость коэффициентов автокорреляции оценивалась по таблицам, приведенным в работах [42, 31] при уровне значимости 5 %.

На рис. 4.8 приведена оценка значимости коэффициентов корреляции между смежными членами ряда r (1) для территории ЕТС. О распределении значимых r (1) по градациям и по территории СССР можно судить по данным табл. 4.6.

Анализируя распределение статистически значимых r (1) по территории ЕТС, можно отметить, что для рек бассейнов Белого, Баренцева и Балтийского морей количество значимых коэффициентов корреляции равно семи, причем только один из них находится на севере (р. Сев. Двина — п. Абрамково). Остальные же принадлежат рекам бассейна Балтийского моря. По абсолютному значению r (1) изменяются от 0,25 (р. Тихвинка — с. Горелуха) до 0,58 (р. Миния — с. Картены). Большинство значимых r (1) находится в диапазоне 0,21—0,40.

Для рек бассейна Каспийского моря величина r (1) изменяется от 0,2 (р. Волга — г. Старица) до 0,70 (р. Свияга — с. Воропаевка). Из табл. 4.6 видно, что большее количество значимых коэффициентов автокорреляции — 11 (46 % общего числа) находится в диапазоне 0,21—0,49. Несколько меньше — 10 (42 %) в интервале 0,41—0,60.

Распределение значимых r (1) по районам следующее: для рек Верхне-Волжского района большее их количество (6 или 50 %) находится в интервале 0,41—0,60, для рек бассейна р. Камы — в интервале 0,21—0,40, для рек Нижнего Поволжья — равное количество (2 или 40 %) в диапазонах 0,21—0,40 и 0,61—0,80. В интервале 0,61—0,80 находятся три значимых коэффициента корреляции смежных членов ряда, из них два принадлежат рекам Нижнего Поволжья.

Если оценить долю значимых r (1) отдельно для каждого района, то для рек Верхне-Волжского района она составляет 39 %, для рек бассейна р. Камы — 28 % и для рек Нижнего Поволжья — 56 %.

Анализ результатов оценки r (1) для рек бассейнов Черного и Азовского морей показал, что в целом по району 31 ряд (40,2 % общего числа) имеет значимую внутрирядную связь между смежными членами. Значимые коэффициенты корреляции изменяются от 0,31 до 0,91. Как видно из табл. 4.0, большее количество рядов со значимой связью смежных лет ($\tau=1$) приходится на бассейны рек Дона и Сев. Донца — 20,8 % и Днепра — 11,7 %. В табл. 4.7

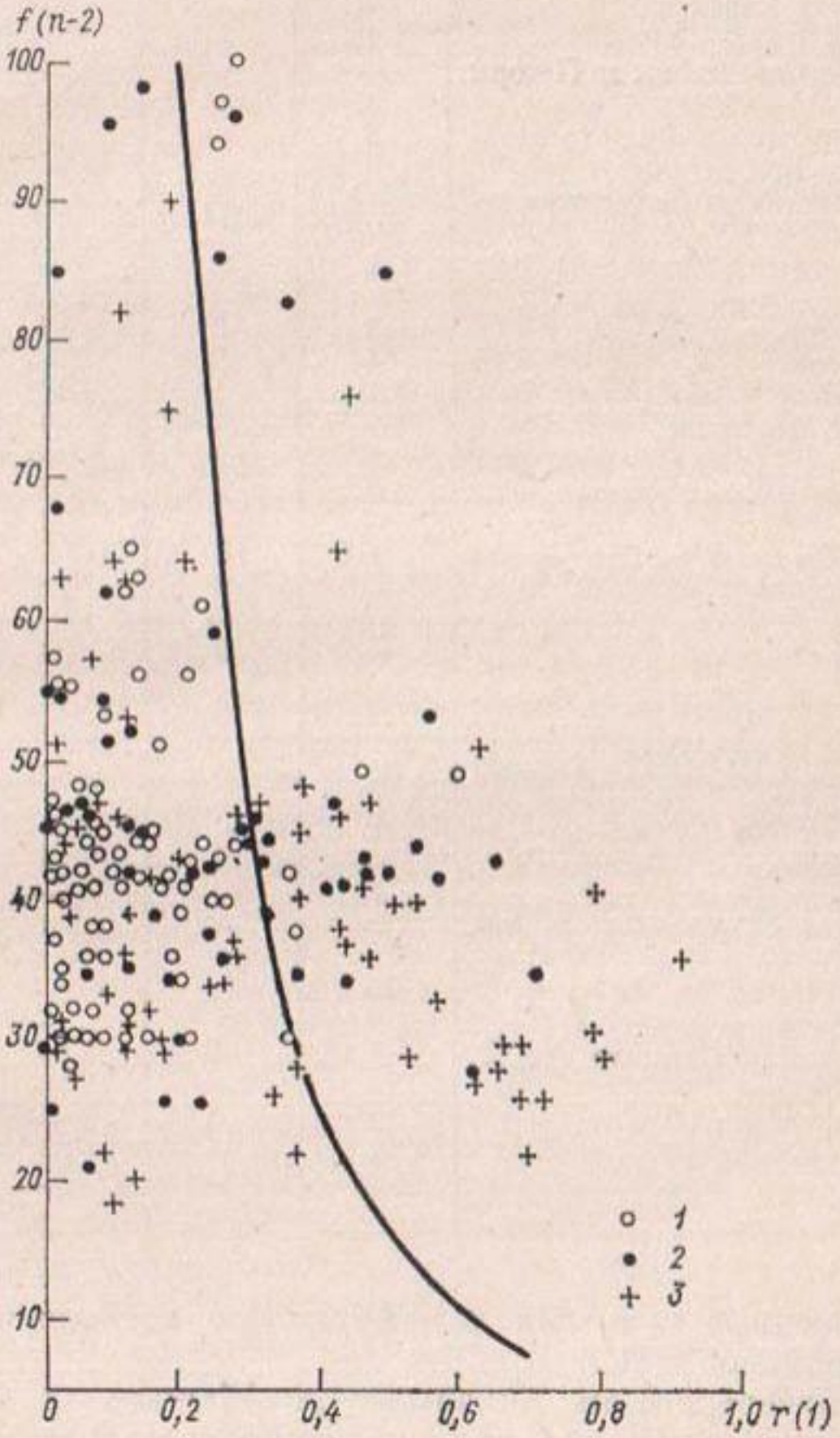


Рис. 4.8. Зависимость $r(1)=f(n-2)$ при $\alpha=5$ %.

1 — бассейн Белого, Баренцева и Балтийского морей, *2* — бассейн Каспийского моря, *3* — бассейн Черного и Азовского морей.

Таблица 4.6

Значения коэффициентов корреляции между смежными членами ряда

Район	Границы значимых r (l)			
	0,21—0,40	0,41—0,60	0,61—0,80 и более	сумма
ЕТС				
Кольский п-ов и Карелия	—	—	—	0
Бассейн Онеги и Сев. Двины	1	—	—	1
Бассейны рек от Сев. Двины до Печоры включительно	—	—	—	0
Побережье Финского и Рижского заливов до устья Зап. Двины	3	—	—	3
Бассейн Зап. Двины и побережья до устья р. Неман	—	—	—	0
Бассейн р. Неман и побережья до гос. границы	1	2	—	3
Верхне-Волжский	5	6	1	12
Бассейн р. Камы	4	3	—	7
Нижнее Поволжье	2	1	2	5
Зап. Украина и Молдавия	1	—	1	2
Белоруссия и Верхнее Приднепровье	2	2	—	4
Среднее и Нижнее Приднепровье	2	2	1	5
Крым	—	—	1	1
Бассейн Дона без бассейна Сев. Донца	1	4	2	7
Бассейн Сев. Донца	—	3	6	9
Кавказ	—	—	—	0
Зап. Закавказье	—	2	1	3
АТС				
Бассейн Верхнего Иртыша и Горный Алтай	—	—	—	0
Бассейн Средней Оби	1	—	—	1
Бассейн Иртыша	—	2	1	3
Ангаро-Енисейский	1	—	—	1
Ангаро-Енисейский (бассейн р. Ангары)	—	—	1	1
Забайкалье	—	—	—	0
Лено-Индигирский	3	2	—	5
Бассейн Верхнего и Среднего Амура	2	—	—	2
Дальний Восток	—	—	—	0
Приморье	2	—	—	2
Сахалин	—	—	—	0
Северо-Восток	—	—	—	0
Камчатка	—	—	—	0

даны осредненные значения коэффициентов автокорреляции для некоторых районов ЕТС.

Анализ распределения значимых коэффициентов корреляции при $\tau = 1, 2, 3, \ldots, 10$ лет дал следующие результаты. Большее количество значимых $r(\tau)$ наблюдается при $\tau = 1 \div 3$ года и составляет: для рек бассейнов Белого, Баренцева и Балтийского

Таблица 4.7

Значения коэффициента автокорреляции r (1) рядов минимальных средних месячных летне-осенних расходов

Бассейн	r (1)
Белого, Баренцева и Балтийского морей	0,15—0,18
Черного и Азовского морей	0,25—0,31
Каспийского моря	0,25—0,30
В целом по ЕТС	0,23—0,29

морей 28 % общего числа значимых r (τ), для бассейна Каспийского моря — 58 % и бассейнов Черного и Азовского — 78,0 %. Причем, если количество значимых r(1) составляет от 37 до 40,2 % соответственно, то для северных рек доля r (1) всего 10 %. Количество r (τ) при τ от 1 до 5 распределено более или менее равномерно: от 11 до 7 % их общего числа.

Подобное распределение коэффициентов корреляции связано с увеличением доли глубокого грунтового питания рек с севера на юг в период минимального стока, которое обладает большой инерционностью процесса стока.

Исследование АКФ показало, что для большинства рядов количество значимых коэффициентов автокорреляции колеблется в основном от одного до трех. В то же время встречаются АКФ с большим числом последовательно расположенных статистически значимых r (τ). Для северных рек это р. Вымь-Весляны, относящаяся к бассейну Белого и Баренцева морей, имеющая значимые r (τ) для τ от 5 до 10, причем все они отрицательные. В бассейне Балтийского моря — р. Швянтай — с. Укмери — значимые r (1) — r (4). Для рек бассейна Каспийского моря это р. Волга — г. Ельцы r (1) — r (10). Это же можно отметить и для рек Черного и Азовского морей: р. Прут — с. Унгены r (1) — r (4), р. Крынка — с. Новоселовка r (1) — r (10), р. Крынка — с. Благодатное r (1) — r (5), Сев. Донец — г. Змиев r (1) — r (5), Кривой Торец — с. Алексеевка r (1) — r (5), р. Сал — с. Мартыновка r (1) — r (8).

При сопоставлении результатов анализа внутрирядной корреляции и оценки случайности многолетних рядов оказалось, что в большинстве случаев они имеют значимую внутрирядную корреляцию, являются неслучайными, а водосборы этих рек в значительной мере подвержены влиянию хозяйственной деятельности.

На основании анализа появления значимых коэффициентов автокорреляции для рядов минимальных средних месячных летне-осенних расходов на азиатской части СССР была сделана попытка выявить некоторые закономерности их появления в исследуемых рядах. Для этого по всему количеству рядов в каждом конкретном районе находилась частота (в процентах от общего

количества рядов) появления значимого коэффициента автокорреляции для всего диапазона сдвига ($\tau = 1 \div 10$) временны́х рядов. В результате анализа оказалось, что частота появления значимых коэффициентов автокорреляции невелика и не превышают 30 %, основное число значимых коэффициентов имеет частоту появлений 5 %, для сдвигов $\tau \geqslant 4$ частоты появления значимых коэффициентов в рядах стока четырех районов АТС составляют от 15 до 25 %.

4.6. ЦИКЛИЧЕСКИЕ КОЛЕБАНИЯ МИНИМАЛЬНОГО ЛЕТНЕ-ОСЕННЕГО СТОКА

Исследование многолетних колебаний стока рек ЕТС производилось путем анализа нормированных разностных интегральных кривых, позволяющих в сравнительно наглядной форме получить данные о циклических колебаниях стока рек [58]. Маловодные фазы выделялись по основным переломным точкам, которые намечались по совокупности ряда рек, так как очень короткие фазы на некоторых реках, не подтвержденные такими же фазами на соседних водотоках, могут быть вызваны не макросиноптическими процессами, а местными погодными условиями. При наличии достаточно существенных случайных колебаний стока выявление закономерностей их временно́го хода с помощью различных интегральных кривых затруднено, поэтому в качестве контрольного использовался метод сглаживания рядов с помощью биномиального фильтра с периодом осреднения $T = 11$ лет. В дальнейшем анализ производился при помощи диаграмм чередования маловодных и многоводных периодов для отдельных рек с последующим суммированием по районам. На основании проведенного исследования для рек ЕТС были получены следующие результаты.

В бассейне Белого и Баренцева морей выделить маловодные и многоводные фазы стока с помощью разностных интегральных кривых не удалось. Можно отметить только, что для рек Кольского полуострова и Карелии периоды колебания водности очень коротки — 1—5 лет. Для рек Северного Края они более продолжительны — 6—8 лет. Результаты анализа сглаженных по биномиальному фильтру рядов (табл. 4.8) показали, что для рек бассейна Белого и Баренцева морей продолжительность маловодных и многоводных периодов практически одинакова и колеблется от 1 до 14 лет. Наиболее часто встречающиеся продолжительности циклов той или иной водности в районах Кольского полуострова, Карелии и бассейнах Онеги и Северной Двины — от 2 до 8 лет. На территории от Северной Двины до Печоры включительно длина циклов изменяется от 2 до 4 лет.

Колебания периодов различной водности по районам оценивались с помощью графиков $m = f(T)$ (рис. 4.9—4.11).

Как видно из рис. 4.9, для рек бассейнов Белого и Баренцева

Таблица 4.8

Количество маловодных и многоводных фаз минимального летне-осеннего стока различной продолжительности на реках бассейнов Белого, Баренцева и Балтийского морей

Фаза стока	Число лет в фазе																							
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
Реки Кольского полуострова и Карелии																								
Маловодная	2	—	3	6	2	3	3	1	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Многоводная	—	4	1	4	3	3	1	2	1	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Реки бассейнов Онеги и Сев. Двины																								
Маловодная	—	3	4	10	4	2	2	2	1	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Многоводная	1	5	6	9	4	1	2	4	1	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Реки от Сев. Двины до Печоры включительно																								
Маловодная	1	5	13	13	—	1	3	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Многоводная	—	8	11	3	5	3	—	—	1	3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Реки бассейнов Финского и Рижского заливов до устья р. Зап. Двины																								
Маловодная	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	4	3	4	4	1	5	—	—	—	1	—	—	—	—
Многоводная	—	—	—	—	1	—	1	1	2	4	7	1	1	4	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Реки бассейна Зап. Двины и побережья до устья р. Немана																								
Маловодная	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	3	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Многоводная	—	—	—	—	—	—	3	—	—	—	—	1	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Реки бассейна р. Немана и побережья до государственной границы																								
Маловодная	—	—	—	2	1	3	5	3	7	1	1	—	—	—	1	1	—	—	—	—	—	—	—	1
Многоводная	—	—	4	4	6	4	2	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—

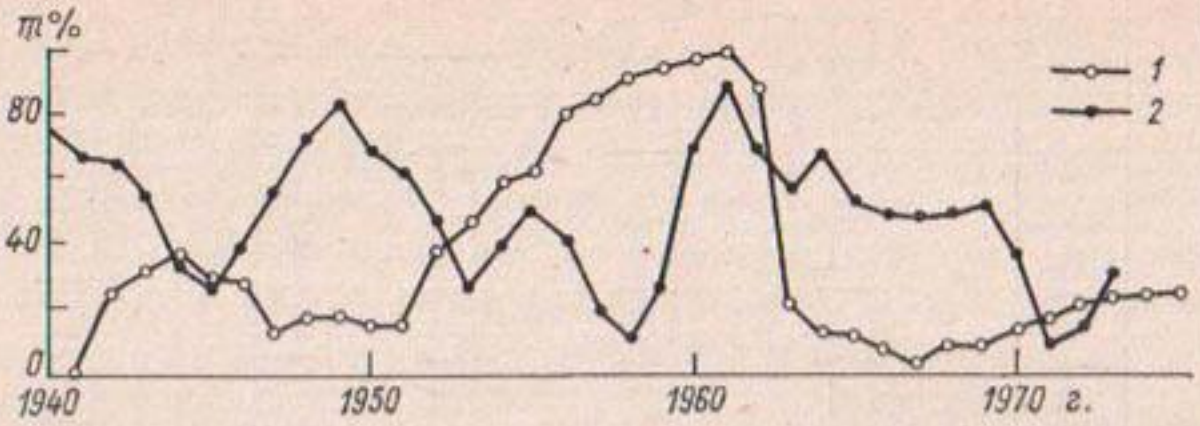


Рис. 4.9. Изменение количества рек (в % от общего числа), для которых наблюдается многоводная фаза.

1 — бассейн Балтийского моря, *2* — бассейн Белого и Баренцева морей.

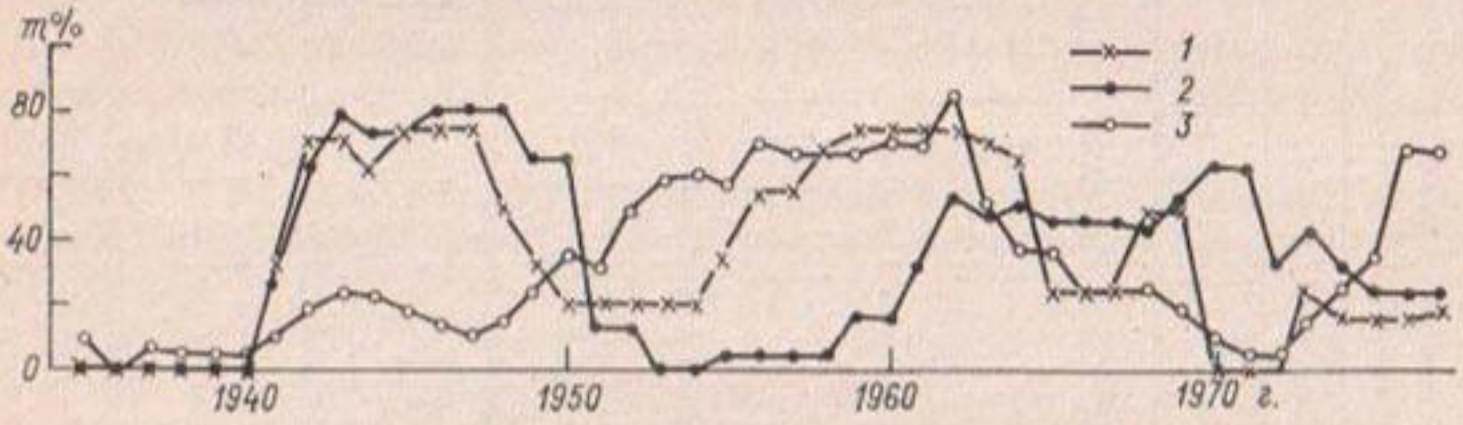


Рис. 4.10. Изменения количества рек (в % от общего числа), для которых наблюдается многоводная фаза.

1 — Нижнее Поволжье, *2* — бассейн р. Камы, *3* — Верхне-Волжский район.

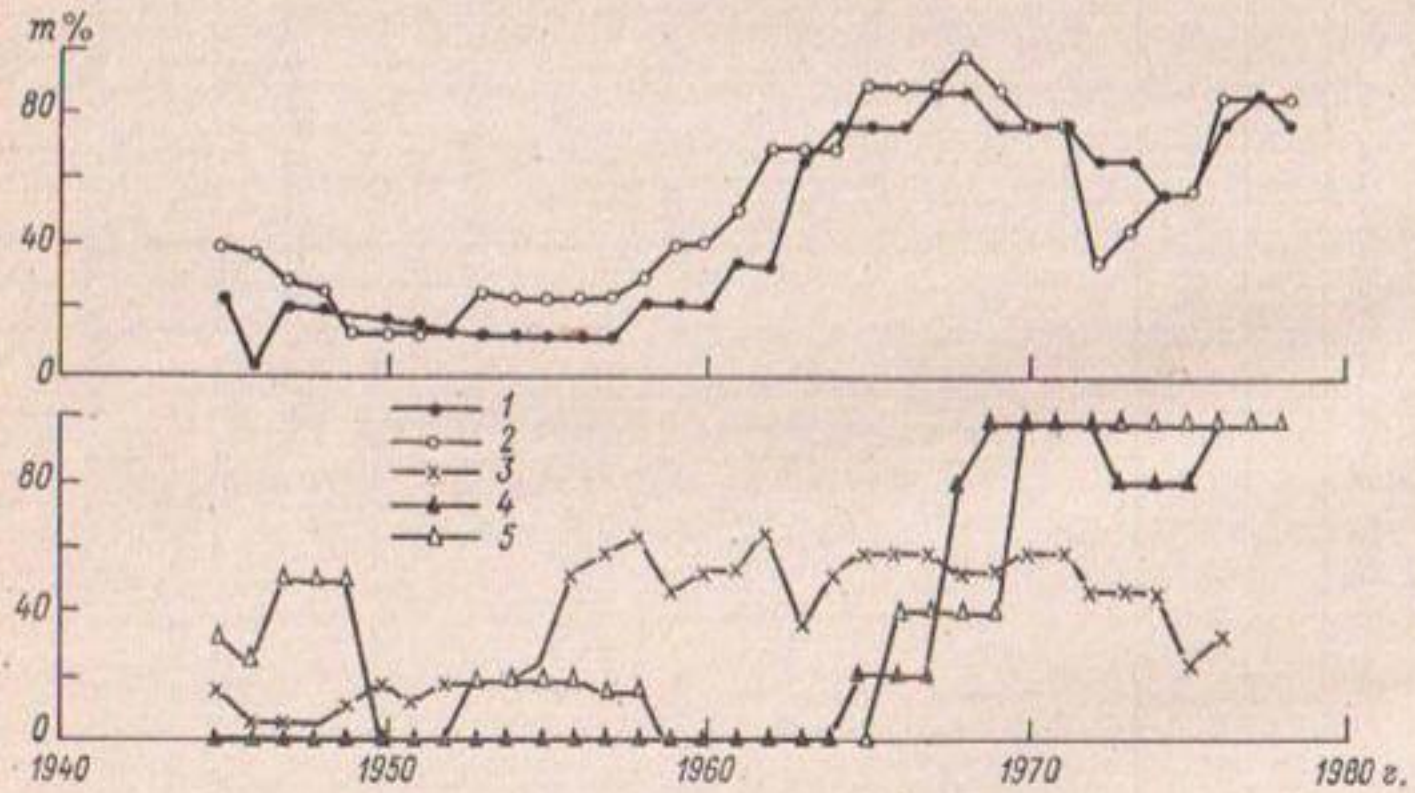


Рис. 4.11. Изменение количества рек (в % от общего числа) для которых наблюдается многоводная фаза.

1 — бассейн Сев. Донца, *2* — бассейн Дона без басс. Сев. Донца, *3* — бассейн р. Днепра, *4* — правобережье р. Припяти, *5* — Западная Украина и Молдавия.

морей маловодными являются периоды 1944—1946, 1953—1959, 1970—1973 гг., многоводными — 1940—1943, 1947—1952, 1960—1966 гг., с 1966 по 1970 г., наблюдался средний по водности период.

Результаты анализа многолетних колебаний минимального стока рек Балтийского моря с помощью разностных интегральных кривых приведены в табл. 4.8. Следует отметить, что при построении зависимостей, подобных приведенным на рис. 4.9, из общего числа исключались реки с явно нарушенным естественным режимом в результате хозяйственной деятельности человека. Анализируя табл. 4.8 и график $m=f(T)$, можно заключить, что для рек указанного района 1945—1952 и 1963—1971 гг. являются маловодными периодами, 1953—1962 гг.— многоводными. Продолжительность фаз для бассейна р. Немана и побережья до государственной границы составляет 2—9 лет, для рек бассейнов Финского, Рижского заливов, Западной Двины и побережья до устья р. Немана — 7—16 лет. Таким образом, продолжительность маловодных и многоводных периодов на реках бассейна Белого и Баренцева морей, равная примерно 3—5 годам, меньше продолжительности периодов для рек бассейна Балтийского моря, равных 7—9 годам.

Анализ многолетних колебаний минимального стока рек бассейна Каспийского моря производился по нормированным разностным интегральным кривым (см. рис. 4.10). Как видно из табл. 4.9, для рек Верхне-Волжского района продолжительность маловодных фаз минимального летне-осеннего стока колеблется от 3 до 16 лет, многоводных — от 1 до 21 года, средних — от 7 до 14 лет. Для рек этого района наиболее часто встречающаяся продолжительность маловодных фаз составляет 13 лет, многоводных — 4—8 лет. Для рек бассейна р. Камы продолжительность маловодных фаз минимального летне-осеннего стока колеблется от 4 до 30 лет, многоводных — от 1 до 25 лет. Наиболее часто встречается продолжительность маловодных фаз не более 14 лет (85 % всех случаев), многоводных фаз — 10 лет (91 %). Для рек Нижнего Поволжья продолжительность маловодных фаз колеблется от 5 до 11 лет, многоводных — от 2 до 20 лет. Чаще всего продолжительность многоводных фаз не превышает 9 лет (82 % случаев). Анализ зависимостей $m=f(T)$ показал, что на реках этого района с 1935 по 1940 г. наблюдалась многоводная фаза, до 1951 г. на большинстве рек (70—90 % общего числа) — маловодная фаза, а затем до 1956 г. увеличилось число рек с многоводной фазой.

На реках бассейна р. Камы с 1935 по 1940 г. наблюдалась маловодная фаза, в период 1943—1948 гг. на 80 % рек — многоводная фаза. Период 1953—1958 гг. характеризуется пониженной водностью для 95—100 % рек данного района. С 1972 по 1977 г. на большинстве рек бассейна отмечается период пониженной водности.

Таблица 4.9

Количество маловодных, многоводных и средних по водности фаз минимального летне-осеннего стока различной продолжительности на реках бассейна Каспийского моря

Фаза стока	Число лет в фазе														
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Верхне-Волжский район															
Маловодная	—	—	3	2	3	2	3	1	1	1	1	4	1	1	2
Многоводная	2	3	1	4	3	—	—	4	1	5	—	2	2	3	—
Средняя	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	1	1	1	—	—
Бассейн р. Камы															
Маловодная	—	—	—	5	2	—	3	2	3	3	2	3	—	5	—
Многоводная	1	5	4	3	3	4	6	7	4	7	—	—	—	3	—
Средняя	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Нижнее Поволжье															
Маловодная	—	—	—	—	1	—	1	1	—	2	1	—	—	—	—
Многоводная	—	1	1	—	—	2	3	1	1	—	—	—	—	—	1
Средняя	—	—	—	—	—	—	—	—	1	1	—	—	—	—	—

Фаза стока	Число лет в фазе														
	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
Верхне-Волжский район															
Маловодная	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Многоводная	—	1	2	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Средняя	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Бассейн р. Камы															
Маловодная	—	1	—	—	2	—	—	—	—	—	—	1	—	—	1
Многоводная	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—
Средняя	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Нижнее Поволжье															
Маловодная	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Многоводная	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Средняя	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—

Для территории Нижнего Поволжья период с 1935 по 1940 г. представлял собой маловодную фазу, как и периоды 1950—1954 и 1974—1979 гг. Многоводные периоды на этой территории наблюдались в 1942—1947, 1958—1964 гг.

Результаты исследований многолетних колебаний минимальных средних месячных летне-осенних расходов воды рек бассейнов Черного и Азовского морей приведены в табл. 4.10 и на рис. 4.11.

Для Западной Украины и Молдавии продолжительность маловодных фаз колеблется от 5 до 16 лет, многоводных — от 3 до 10 лет. Наиболее часто встречаются продолжительности маловодных фаз не более 11 лет (75 % всех случаев), многоводных — 4 года (75 %).

Для рек Белоруссии и бассейна Верхнего Днепра продолжительность маловодных фаз колеблется от 4 до 35 лет, многоводных — от 1 до 14 лет. Наиболее часто встречающаяся продолжительность маловодных фаз не превышает 14 лет (73 % случаев), многоводных фаз — 8 лет (83 %).

Для рек Среднего и Нижнего Днепра продолжительность маловодных фаз колеблется от 3 до 31 года, многоводных — от 1 до 9 лет и средних по водности — от 4 до 11 лет. Наиболее часто встречающаяся продолжительность маловодных фаз не превышает 22 года (87 % общего числа), многоводных — 8 лет (80 %).

Для рек бассейна р. Дона без Северского Донца продолжительность маловодных фаз колеблется от 4 до 29 лет, многоводных — от 8 до 14 лет. Наиболее часто встречающиеся продолжительности маловодных фаз не превышают 12 лет (77 %), многоводных — 11 лет (89 %), причем чаще всего наблюдается продолжительность для маловодных фаз — 4 года, для многоводных — 10 лет. Для рек бассейна Северского Донца продолжительность маловодных фаз колеблется от 2 до 31 года, многоводных — от 7 до 14 лет. Наиболее часто встречающаяся продолжительность маловодных фаз не превышает 7 лет (67 %).

Для рек Западного Закавказья продолжительность маловодных фаз колеблется от 2 до 25 лет, многоводных — от 2 до 15 лет. Наиболее часто встречающаяся продолжительность маловодных фаз не превышает 15 лет (89 % всех случаев), многоводных — 7 лет (70 %), из них чаще бывает продолжительность маловодных фаз 10 лет, а многоводных — 3—5 лет.

Сравнивая чередование фаз различной водности для рек по районам бассейнов Черного и Азовского морей (без Крыма и Северного Кавказа), можно отметить, что для большинства рек (80—90 %) бассейна р. Дона, Зап. Украины и Молдавии, а также для правобережных притоков Припяти с 1950 по 1960 г. отмечаются периоды пониженной водности. Для рек бассейна Днепра также отмечается маловодный период, но менее продолжительный.

Водность рек Западной Украины и Молдавии и водность рек бассейна р. Дона в меженный период с 1963 по 1969 г. в боль-

Таблица 4.10

Количество маловодных, многоводных и средних по водности фаз минимального летне-осеннего стока различной продолжительности на реках бассейна Черного моря

Фаза стока	Число лет в фазе															
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
Западная Украина и Молдавия																
Маловодная	—	—	—	—	1	—	—	—	1	—	1	—	—	—	—	1
Многоводная	—	—	1	2	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—
Средняя	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—
Белоруссия и Верхнее Приднепровье																
Маловодная	—	—	—	1	2	2	1	—	—	—	—	—	—	2	—	—
Многоводная	2	—	1	3	—	—	3	1	—	—	—	—	1	1	—	—
Среднее и Нижнее Приднепровье																
Маловодная	—	—	1	1	—	1	—	1	—	1	1	—	—	1	—	—
Многоводная	4	4	3	2	2	2	2	1	—	—	—	1	—	—	—	—
Средняя	—	—	—	1	—	1	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—
Крым																
Маловодная	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Многоводная	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Бассейн Дона без бассейна Сев. Донца																
Маловодная	—	—	—	4	2	1	—	—	1	—	—	2	—	—	—	1
Многоводная	—	—	—	—	—	—	—	1	2	4	1	—	—	1	—	—
Средняя	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Бассейн Сев. Донца																
Маловодная	—	1	—	1	—	1	1	—	—	—	—	1	—	—	—	—
Многоводная	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	1	2	—	—
Средняя	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—
Реки Сев. Кавказа																
Маловодная	—	—	2	1	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Многоводная	1	1	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—
Западное Закавказье																
Маловодная	—	1	2	2	—	2	—	—	—	3	1	1	2	1	1	—
Многоводная	—	2	3	—	3	2	2	—	1	—	—	1	—	1	2	—

Фаза стока	Число лет в фазе														
	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31
Западная Украина и Молдавия															
Маловодная	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Многоводная	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Средняя	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—

Продолжение табл. 4.10

Фаза стока	Число лет в фазе														
	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31
Белоруссия и Верхнее Приднепровье															
Маловодная	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	3
Многоводная	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Среднее и Нижнее Приднепровье															
Маловодная	—	1	1	—	1	3	—	—	—	—	1	—	—	—	1
Многоводная	1	—	3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Средняя	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Крым															
Маловодная	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Многоводная	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Бассейн Дона без бассейна Сев. Донца															
Маловодная	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—
Многоводная	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Средняя	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Бассейн Сев. Донца															
Маловодная	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Многоводная	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Средняя	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Реки Сев. Кавказа															
Маловодная	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Многоводная	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Западное Закавказье															
Маловодная	—	—	—	—	—	1	—	—	1	—	—	—	—	—	—
Многоводная	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—

шинстве случаев (около 80 %) находятся в противофазе. Далее, с 1970 г., на реках этого района (Западная Украина и Молдавия — 100 %, бассейн Дона — 70 %) отмечается период повышенной водности. Сопоставляя графики периодов водности рек бассейнов Днепра и Дона, можно отметить, что с 1960 по 1971 г. 60 % рек бассейна Днепра и 90 % рек бассейна Дона с бассейном Северского Донца находятся в многоводной фазе, с 1973 г. большинство рек — в противоположных фазах. Водность рек Западной Украины и Молдавии и водность рек бассейна Днепра (60 %) с 1955 г. находятся в противоположных фазах. Чередование периодов различной водности правобережных притоков р. Припяти почти совпадает с чередованием фаз водности рек Западной Украины и Молдавии (70—100 % всех случаев). Для рек Крыма и Северного Кавказа подобных обобщений сделать не удалось вследствие недостаточности данных.

Проведенный анализ цикличности многолетних колебаний минимального стока при помощи сглаживания рядов по биномиаль-

ному фильтру для рек АТС дал следующие результаты. Отдельные многоводные годы и периоды могут охватывать значительные территории. Таким, например, является маловодный период конца 70-х годов, охвативший практически всю территорию нашей страны. Для районов Приморья, Сахалина, Камчатки общее количество периодов повышенной и пониженной водности больше, чем для остальных районов. Период повышенной водности 1943—1950 гг. наблюдался во всех районах, за исключением Северо-Востока и Камчатки, где в это время было маловодье. Начало 50-х годов характеризуется практически отсутствием синхронности для всей территории АТС, так как в приморских районах в этот период наблюдалась повышенная водность, а в континентальных — пониженная. Наиболее стабильным периодом практически для всех районов является период повышенной водности конца 50-х — начала 60-х годов. К периодам пониженной водности можно отнести середину 60-х годов и конец 70-х.

Для анализа цикличности использованы также автокорреляционные функции, которые не дали положительных результатов, поскольку частота появления статистически значимых коэффициентов автокорреляции не превысила 10 % при разных сдвигах по времени.

Таким образом, для средних месячных минимальных летне-осенних расходов воды характерно чередование весьма различных периодов повышенной и пониженной (по отношению к среднемноголетнему значению) водности, однако выделить четкие циклы с одинаковым периодом не представляется возможным.

4.7. ОЦЕНКА ПРОСТРАНСТВЕННО-ВРЕМЕННЫХ КОРРЕЛЯЦИОННЫХ ФУНКЦИЙ

По данным о минимальном среднем месячном летне-осеннем стоке 75 рек Азиатской территории СССР была рассчитана матрица парных коэффициентов корреляции за совместный период наблюдений в 41 год и определено расстояние между центрами тяжести водосборов этих рек по карте масштаба 1 : 10 000 000, затем построена общая пространственная корреляционная функция (ПКФ) минимального среднего месячного стока за многолетний период для АТС (рис. 4.12). Как следует из вида этой функции, коэффициенты парной корреляции с увеличением расстояния между центрами водосборов уменьшаются. В диапазоне расстояний 0—1600 км преобладает положительная корреляция между стоком рассматриваемых рек, при дальнейшем увеличении расстояния она уменьшается до нуля.

Как известно, способ выявления синхронности и асинхронности в пространственных колебаниях стока с помощью ПКФ основан на гипотезе изотропности синоптических процессов над определенной территорией. В целом синоптические процессы над Азиатской

территорией СССР не отвечают подобным условиям: они очень разнородны как по характеру образования, так и по направлению, поэтому можно считать, что построенная общая для АТС пространственная корреляционная функция за многолетний период не является изотропной.

Это предположение подтверждается и при оценке однородности ПКФ, проведенной по статистическим критериям следую-

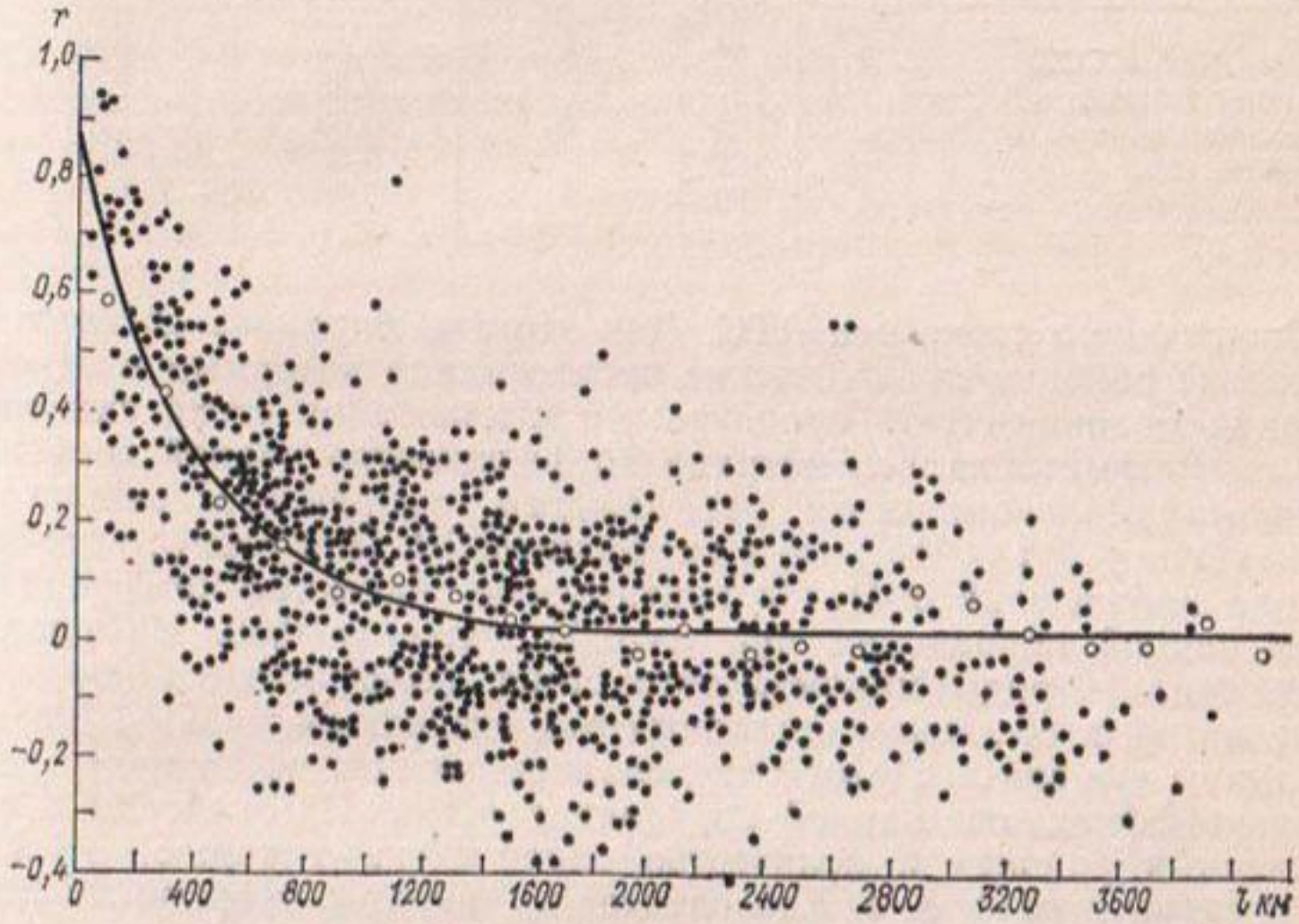


Рис. 4.12. Пространственная корреляционная функция среднего месячного минимального летне-осеннего стока рек АТС.

щим образом. Вся корреляционная функция разделялась на градации по 200 км от 0 до 4400 км. Для каждой градации строилось распределение выборочных коэффициентов парной корреляции. Оценка однородности как всей эмпирической функции распределения коэффициентов корреляции, так и отдельных резко отклоняющихся значений, производилась по критериям Диксона, обобщенным с учетом асимметрии и автокорреляции в исходных выборках [73]. В результате анализа получено, что для двух градаций (1401—1600 и 2601—2800 км) эмпирическое распределение неоднородно с вероятностью $P \geqslant 99$ %, а для трех градаций (201—400, 601—800 и 801—1000 км) — с вероятностью $P = 95$ %. Такую пространственную корреляционную функцию нельзя признать полностью однородной, и необходимо провести более детальный анализ пространственной структуры колебаний минимального

Таблица 4.11

Районы Азиатской территории Советского Союза, однородные по характеру колебаний минимального среднего месячного летне-осеннего стока

Район	$N_{нз}$	Число рядов в районе	r	
			среднее по району	критическое ($\alpha = 0{,}05$)
Северо-Восток СССР	95	5	0,67	0,20
Верхний Енисей и Ангара	127	7	0,65	0,17
Верховья Лены — оз. Байкал	139	7	0,60	0,16
Верхняя Обь	162	9	0,63	0,15
Средний Енисей	83	4	0,66	0,21

летне-осеннего стока рек АТС. Для этого выбирались достаточно большие районы, синоптические процессы над которыми в летний период можно считать одинаковыми и колебания стока синхронными. Рассматривалась матрица коэффициентов парной корреляции минимального стока рек каждого выбранного района и оценивалась значимость этих коэффициентов. Для совместного периода наблюдений в 41 год критическим значением коэффициентов парной корреляции при $\alpha = 0{,}05$ является 0,30. Из района исключались ряды минимального стока, коэффициенты корреляции которых со стоком остальных рек незначимы, таким образом границы сужались. Далее определялись средние по каждому району коэффициенты парной корреляции стока. Их значения в выделенных районах и количество рядов стока в каждом из них приведены в табл. 4.11. Как следует из таблицы, средние коэффициенты корреляции в каждом районе довольно высоки ($r \geqslant 0{,}60$). Объем эффективной независимой информации рассчитывался по формуле Г. А. Алексеева [2], которую в данном случае можно представить в следующем виде:

$$N_{нз} = N + N(k-1)(1-\bar{r}),$$

где N — совместный период наблюдений за минимальным стоком на каждом посту (41 год); k — число гидрологических постов в районе, $\bar{r}$ — средний коэффициент корреляции по району.

Исходя из $N_{нз}$, определялись критические значения коэффициентов корреляции в каждом районе. Затем рассматривалась степень связанности рядов наблюдений за стоком каждого района с рядами минимального стока на остальной части Азиатской территории СССР и строились изокорреляты.

Анализ показал, что пространственная структура колебаний минимального среднего месячного летне-осеннего стока рек АТС не является изотропной, так как связанность стока проявляется больше в меридиональном направлении, чем в широтном (это

подтверждается направлением изокоррелят), что хорошо согласуется с преобладанием широтного направления переноса воздушных масс над азиатской частью СССР в теплый период года.

ВЫВОДЫ

1. Для рядов минимальных летне-осенних средних месячных расходов воды рек СССР характерно наличие группировок небольшой продолжительности — в среднем 1—3 года.

2. Для большей части рядов минимального стока характерно образование серий повторяемостью и продолжительностью не противоречащих модели случайной последовательности. Из числа рядов, для которых гипотеза случайности опровергается, наибольшее количество (до 40—50 %) относится к бассейнам Каспийского, Черного и Азовского морей.

3. Наибольшее количество нестационарных рядов (40—50 %) приходится на ЕТС, исключая северные реки, относящиеся к бассейнам Белого и Баренцева морей, где их величина достигает 15—20 % общего количества. Для рек АТС количество нестационарных рядов незначительно и не превышает 16 % общего числа.

4. Анализ внутрирядной связанности показал, что количество рядов, имеющих значимую связь между смежными членами, увеличивается с севера на юг по территории ЕТС, достигая для рек бассейнов Черного, Азовского и Каспийского морей 50 % общего числа анализируемых рядов, а для рек АТС — в 3—5 раз меньше.

5. Наибольшее количество постов с нестационарными рядами минимального стока, а также имеющими значимую внутрирядную связь характерно для рек, расположенных в районах с интенсивной хозяйственной деятельностью.

5. ПОДЗЕМНОЕ ПИТАНИЕ РЕК

5.1. ХАРАКТЕРИСТИКА ИСХОДНЫХ ДАННЫХ

Изучение физических и статистических закономерностей многолетних колебаний подземного питания рек как характеристики подземной составляющей речного стока и подземного стока зоны интенсивного водообмена осуществлялось в объеме общих исследований естественной изменчивости гидрологического режима рек. Это обусловило необходимость использования единой методики как в постановке основных задач, так и в способах их решения.

Основные вопросы при исследовании многолетней изменчивости подземного питания рек: определение статистической структуры временны́х рядов (случайность, внутрирядная связанность и стационарность), анализ собственно циклических колебаний подземного стока на основе результатов сглаживания временны́х рядов с помощью биномиального фильтра (динамические средние) и расчетов группировок лет различной водности, оценка параметров распределения подземного стока.

Решение перечисленных задач осуществлялось методами математической статистики в сочетании с физической интерпретацией установленных закономерностей на основе анализа генетических условий, определяющих протекание изучаемого процесса во времени и в пространстве. Непосредственно реализация методов математической статистики производилась с помощью соответствующих программ для ЭВМ, использованных при изучении многолетней изменчивости минимального стока. Подробное описание указанных методов содержится в гл. 1.

Для исследования многолетних колебаний подземного питания рек в качестве основной характеристики принято его годовое значение, определенное комплексным гидролого-гидрогеологическим методом расчленения гидрографа реки на основе анализа расходов воды в периоды низкого стока и гидрогеологических условий взаимодействия поверхностных и подземных вод на водосборе. Указанная характеристика наиболее полно по сравнению с другими часто используемыми показателями подземного питания рек (минимальный 30-суточный сток за периоды летней и зимней межени) отражает генетические особенности его формирования с учетом внутригодовой динамичности.

В связи со значительной трудоемкостью получения исходной информации о временны́х рядах подземного стока спо́собом расчленения гидрографов рек решение перечисленных выше задач по оценке пространственно-временно́й изменчивости подземного питания рек осуществлялось на примере северной части ЕТС,

практически совпадающей с нечерноземной зоной РСФСР без Кольского полуострова и Карелии, Калининградской и восточной части Свердловской областей. Эта территория в отношении количественной оценки подземного стока и условий его формирования наиболее хорошо изучена в прикладных и научно-исследовательских работах отдела подземного стока ГГИ совместо с рядом гидрогеологических организаций. Результаты указанных исследований содержатся в некоторых публикациях [25, 68] и обобщены на картах подземного стока СССР масштаба 1 : 2 500 000 и Центральной и Восточной Европы масштаба 1 : 1 500 000 [45].

Условия формирования и территориального распределения подземного питания рек определяются сложным комплексом природных факторов, из которых основными являются климат, рельеф и структурно-гидрогеологические особенности речных бассейнов.

По региональным условиям формирования подземного притока в реки в зависимости от геоструктурных особенностей изучаемая северная часть ЕТС относится к двум мегарегионам (провинциям) подземного стока: Русская плита и Тимано-Уральская горно-складчатая область [68].

На территории Русской плиты подземное питание рек формируется в основном водами верхней и средней частей разреза мощной осадочной толщи пород при достаточном разнообразии их литолого-стратиграфического состава. Интенсификация стока подземных вод зоны активного водообмена и повышенная ее дренированность по сравнению с окружающими районами отмечается на возвышенностях и карстовых плато.

На территории Тимано-Уральской горно-складчатой области основным источником подземного питания рек являются водоносные толщи сильно дислоцированных пород различного возраста, содержащих трещинные, трещинно-карстовые и трещинно-жильные воды. Подземный приток в реки в течение года отличается повышенной динамичностью при значительной эрозионной расчлененности местности.

В целом рассматриваемая территория характеризуется тесной взаимосвязью поверхностных и подземных вод. Подземный сток зоны интенсивного водообмена практически полностью разгружается в реки с площадями водосборов более 1000—2000 км².

Влияние климата придает распределению подземного притока в реки черты ярко выраженной географической зональности, сменяющейся на возвышенностях и в горно-складчатых областях вертикальной поясностью. Нарушение указанной закономерности происходит в районах развития литологических разностей повышенной водообильности (в первую очередь карста, мощных толщ песков и т. п.).

Питание подземных вод осуществляется в основном за счет инфильтрации талых вод в весенний период и осадков в летне-осенний период.

Модуль подземного притока в реки в пределах северной части ЕТС под влиянием перечисленных факторов изменяется следующим образом.

На территории Русской плиты фоновые значения модулей подземного стока составляют: в бассейне северных морей 2,0—2,5 л/(с·км²) (10—30 % речного стока и 10 % осадков); в бассейне Балтийского моря — 1,5—3,0 л/(с·км²) (соответственно 20—40 % речного стока и 15 % осадков); в бассейнах Верхнего Днепра и Верхнего Дона — 1,0—2,5 л/(с·км²) (20—30 % речного стока и 6—10 % осадков); в бассейне Верхней и Средней Волги значения модуля закономерно уменьшаются с северо-запада на юго-восток от 3,2 до 0,5 л/(с·км²) (30—10 % речного стока и 10—2 % осадков). Наименьшие значения подземного питания рек, до 0,6—1,0 л/(с·км²), отмечаются в пределах наиболее пониженных участков (Приильменская низина, Молого-Шекснинская, Мещерская низменности и др.). Увеличение подземного питания рек относительно фонового до 3,5—4,5 л/(с·км²) наблюдается на возвышенностях (Северные Увалы, Валдайская возвышенность и т. п.), а также в пределах развития карстующихся пород. Максимальные значения для закарстованных рек достигают 6,0—6,5 л/(с·км²) (Северо-Двинское, Кулойское, Ижорское плато), что может составлять более 50 % речного стока и 30—40 % осадков.

В пределах Тимано-Уральской горно-складчатой области модули подземного стока изменяются в большом диапазоне — от 0,5 до 10 л/(с·км²). Повышение происходит от окраинных частей к водоразделу и с севера на юг. Наибольших значений подземный приток достигает на западных склонах Среднего и Южного Урала в области распространения карстующихся и сильно трещиноватых пород, где составляет до 40—50 % речного стока.

Для анализа многолетней изменчивости подземного питания рек использована информация 70 гидрологических постов с периодом наблюдений от 39 до 94 лет, расположенных преимущественно на средних реках с площадями водосборов от 1190 до 66 900 км² с полным дренированием зоны интенсивного водообмена (табл. 5.1). Из общего числа выбранных пунктов 76 % имеют ряды наблюдений за стоком от 40 до 50 лет.

Таблица 5.1

Распределение постов с данными о подземном стоке

а) по площади водосбора

Площадь водосбора, км²	≤50 000	5 001—10 000	10 001—20 000	20 001—50 000	>50 000	Всего
Число случаев . . .	17	15	23	12	3	70
% от числа случаев . .	24,3	21,4	32,9	17,1	4,3	100

б) по продолжительности наблюдений

Длина ряда, лет . . .	<40	40—45	46—50	51—60	61—80	>80	Всего
Число случаев	1	45	8	8	4	4	70
% от числа случаев . .	1,4	64,3	11,4	11,4	5,7	5,7	100

В связи с тем что в настоящее время большинство гидрологических объектов в пределах изучаемой территории в той или иной степени испытывает влияние хозяйственной деятельности, для анализа отобраны водосборы с наименьшими нарушениями вод-

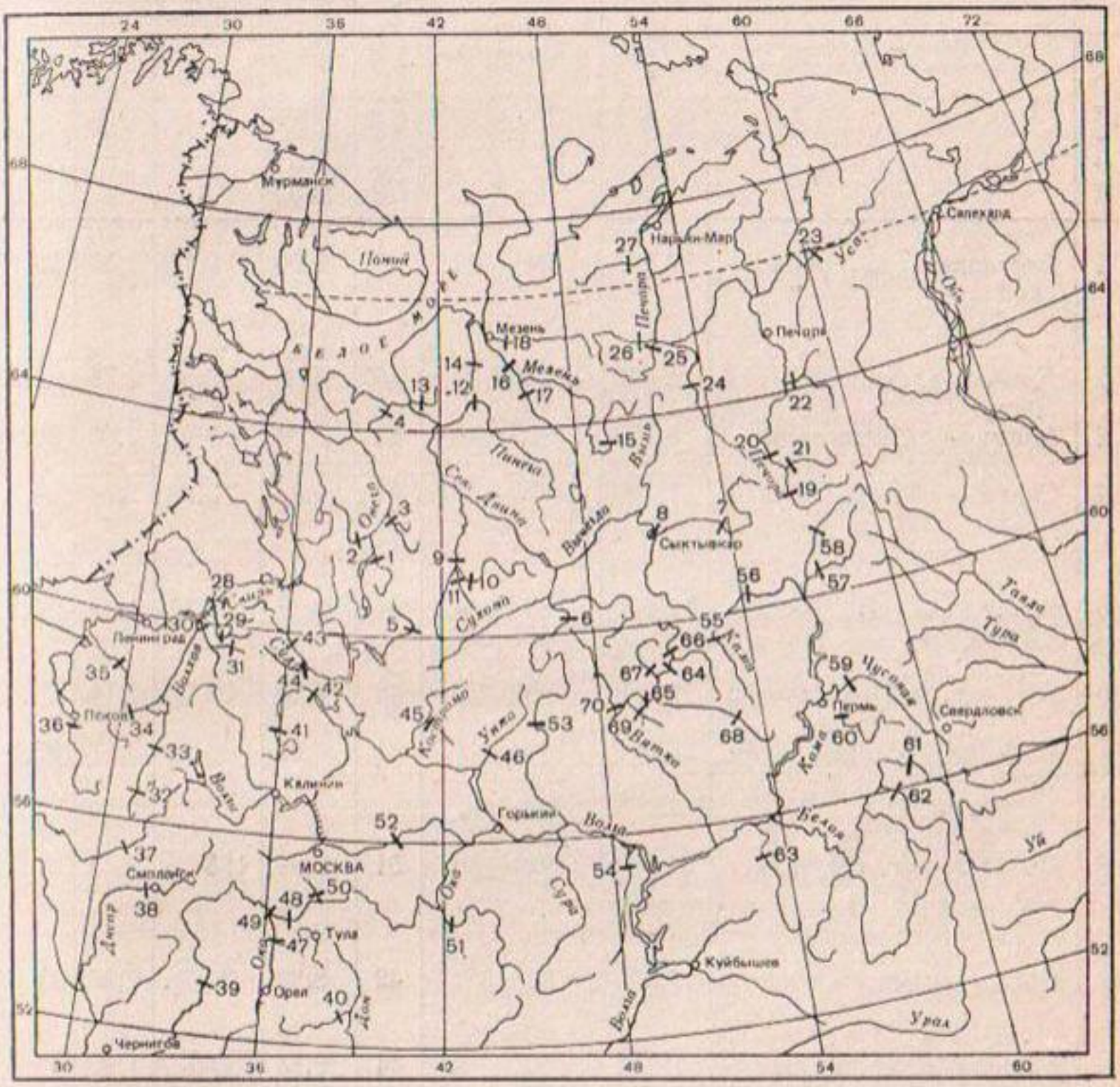


Рис. 5.1. Схема размещения расчетных постов в пределах изучаемой территории.

Номера гидрометрических створов по табл. 5.2.

ного режима, в первую очередь с отсутствием зарегулированности руслового стока крупными водохранилищами, переброском стока, значительных водозаборов и сбросов речных и подземных вод.

Сведения об исходной информации представлены в табл. 5.2 и на рис. 5.1.

Исходная информация для анализа многолетней изменчивости

№ поста	Река — пост	Площадь водосбора, км²	Период наблюдений	Продолжительность наблюдений, лет	Многолетние характеристики			
					общий речной сток, л/(с·км²)	подземная составляющая речного стока		
						м³/с	л/(с·км²)	% от общего речного стока
1	Волошка — д. Тороповская	7 040	1941—80	40	9,90	9,15	1,30	13,1
2	Кена — д. Коровий Двор	5 550	1936—81	46	8,92	15,3	2,76	30,9
3	Моша — д. Мышелово	8 110	1932—74	43	8,04	18,9	2,33	29,0
4	Солза — «Сухие Пороги»	1 190	1929—79	51	10,9	3,26	2,74	25,1
5	Кубена — с. Троице-Енальское	1 110	1937—44, 46—81	44	9,17	1,74	1,57	17,1
6	Юг — р. п. Подосиновец	15 200	1938—79	42	7,62	32,9	2,16	28,3
7	Вычегда — с. Мал. Кужба	26 500	1936—41, 43, 44, 46—48, 50—79	41	8,86	83,9	3,17	35,8
8	Вычегда — г. Сыктывкар	66 900	1925—75	51	8,94	183	2,74	30,6
9	Вага — д. Филяевская	13 200	1938, 39, 41, 43—81	42	8,28	30,6	2,32	28,0
10	Устья — с. Шангалы	9 730	1936—79	44	8,55	17,5	1,80	21,1
11	Кокшеньга — д. Моисеевская	4 410	1937—41, 44—81	43	8,00	8,96	2,03	25,4
12	Пинега — д. Кулогоры	36 700	1915—23, 27—79	62	10,4	112	3,05	29,3
13	Лодьма — д. Коровкинская	1 400	1939—77	39	10,4	2,08	1,49	14,3
14	Кулой — д. Кулой	3 040	1927—79	53	13,9	21,5	7,07	50,9
15	Мезень — д. Макариб	6 450	1932—81	50	12,5	24,2	3,75	30,0
16	Мезень — д. Малонисогорская	56 400	1921—31, 33—79	58	11,5	201	3,56	31,0

Таблица 5.2

подземного питания рек изучаемой территории

Гидрографические характеристики					Сведения о хозяйственном использовании объектов и надежности подсчета стока
средняя высота водосбора, м	глубина эрозионного вреза, м	озерность, %	заболоченность, %	залесенность, %	
162	64	1	8	85	Сток за 1941—48 гг. подсчитан с погрешностью до 30 %. В 6 км выше и ниже заторы льда. Водозабор ≈0,19 м³/с (1971—75 гг.)
130	54	5	14	78	Сток за 1936—42 гг. подсчитан с погрешностью до 25 %
137	69	1	3	87	Сток за 1931—48 гг. подсчитан с погрешностью 20—30 %
142	64	3	27	69	Зимний сток за 1928—47 гг. подсчитан с погрешностью 20—40 %, в 1973 г. сток зарегулирован плотиной. Водозабор ≈ ≈ 1,4 м³/с (по данным 1981 г.)
188	40	<1	<1	90	В 7 км выше плотина ГЭС; водозабор подземных вод ≈ 0,01 м³/с, поверхностных вод ≈ 0,07 м³/с (по данным за 1975 г.)
167	95	<1	2	96	В 1,5 км выше в устье р. Пушмы — плотина ГЭС, закрыта в 1976 г.
173	78	<1	5	89	Зимний сток за 1930—32 гг. подсчитан с погрешностью 20—30 %
—	—	—	—	—	Водозабор ≈ 50 м³/с (1971—75 гг.), сброс ≈ 4,9 м³/с; возможные погрешности подсчета зимнего стока за 1924—48 гг. составляют 20—30 %
164	103	<1	3	91	Сток за 1938—46 гг. подсчитан с погрешностью 20—30 %; водозабор и сброс ≈ ≈ 0,01 м³/с
156	94	<1	2	94	Сток за 1935—48 гг. приближенный
140	67	<1	3	93	Сток за 1938—45 гг. подсчитан с погрешностью 10—15 %
132	120	<1	6	89	Сток за 1914—27, 30—45 гг. приближенный
92	91	1	22	75	Сток за 1939—48 гг. подсчитан с погрешностью 40 %
84	73	2	10	86	Сток за 1926—48, 53, 54, 60 гг. приближенный
212	108	<1	7	89	Сток за 1931—54 гг. подсчитан с погрешностью 20—30 %
147	127	<1	6	89	Зимний сток за отдельные годы подсчитан с погрешностью 20—40 %

№ поста	Река — пост	Площадь водосбора, км²	Период наблюдений	Продолжительность наблюдений, лет	Многолетние характеристики			
					общий речной сток, л/(с·км²)	подземная составляющая речного стока		
						м³/с	л/(с·км²)	% от общего речного стока
17	Вашка — д. Решельская	19 000	1939—79	41	9,84	49,2	2,59	26,3
18	Пеза — д. Игумново	12 000	1933—44, 46—79	46	10,2	31,1	2,59	25,4
19	Печора — д. Якша	9 620	1915—18, 21—22, 25—75	57	15,8	42,9	4,46	28,2
20	Печора — с. Троицко-Печорск	35 600	1938—79	42	14,5	133	3,74	25,8
21	Илыч — пос. Максимово (Приуральск)	10 800	1936—75	40	16,9	43,1	3,99	23,6
22	Шугор — д. Мичабичевник	9 220	1933—38, 41—45, 47—66, 69—79	42	26,8	38,0	4,12	15,4
23	Уса — с. Петрунь	27 500	1916, 18, 20—22, 26, 27, 29—32, 34—39, 46—75	47	18,7	61,4	2,23	11,9
24	Ижма — с. Усть-Ухта	15 000	1933—75	43	9,68	45,1	3,01	31,1
25	Пижма — д. Боровая	4 890	1937—79	43	9,60	16,3	3,33	34,7
26	Цильма — с. Трусово	20 900	1940—79	40	11,0	42,1	2,01	18,3
27	Сула — д. Коткино	8 500	1929—75	47	10,9	21,4	2,52	23,1
28	Оять — д. Акулова Гора (д. Шангиничи)	4 830	1936—40, 43—80	43	10,6	15,3	3,17	29,9
29	Паша — с. Часовенское	5 710	1936—75	40	10,2	15,4	2,70	26,5
30	Сясь — д. Яхново	6 230	1931—34, 36—75	44	8,28	15,6	2,50	30,2
31	Тихвинка — д. Горелуха	2 070	1936—75	40	9,42	6,64	3,21	34,1
32	Ловать — г. Великие Луки	3 270	1929—39, 45—48, 52—79	43	5,78	7,09	2,17	37,5

Гидрографические характеристики					Сведения о хозяйственном использовании объектов и надежности подсчета стока
средняя высота водосбора, м	глубина эрозионного вреза, м	озерность, %	заболоченность, %	залесенность, %	
134	103	<1	4	92	Сток за 1932—34, 42, 43, 45 гг. подсчита, с погрешностью 20—30 %
85	72	3	40	54	Водозабор поверхностных вод —8,0 м³/с, подземных вод — 0,68 м³/с, сброс ≈ ≈10,9 м³/с (1971—75 гг.)
290	171	<1	2	91	Сток за отдельные зимние месяцы 1914—46 гг. подсчитан с погрешностью до 20 %
242	148	<1	5	90	Зимний сток за 1938, 39, 43, 45, 46, 48 гг подсчитан с погрешностью до 20 %
326	212	<1	3	92	Зимний сток за 1915—21, 31—42,44—46 гг. подсчитан с погрешностью 30—40 % и более
408	334	<1	6	66	Сток за зимний период 1933—41, 43, 45—51, 53 гг. и за отдельные зимние месяцы 1942, 44, 52, 54, 56 гг. подсчитан с погрешностью 20—40 %
229	183	<1	9	88	Сток за 1915—30,33—45 гг.приближенный, зимний сток за 1946—51 гг. подсчитан с погрешностью 25—40 %; водозаборы и сбросы (откачка из шахт) ≈ 7,7 м³/с
158	93	<1	7	89	Зимний сток за 1914—17, 33—47, 50—55 гг. подсчитан с погрешностью 35—50 %; водозаборы и сбросы ≈5,23 м³/с
207	185	1	4	92	Зимний сток за 1937—41, 44—49 гг. подсчитан с погрешностью 20—40 %
139	120	<1	14	74	Зимние расходы приближенные
97	89	3	1	35	Зимние расходы приближенные
146	139	3	8	85	В верховьях мельничная плотина
124	119	1	14	76	
96	87	1	7	85	В 4,0 м выше — запань
108	80	1	13	66	В 24 км выше — водозаборная плотина с XII 1966 г. До XI 1968 г. в период половодья происходил сброс вод из р. Быстрицы в Волжский бассейн, в результате чего расходы занижены на 3—5 %
162	70	6	<1	40	

№ поста	Река — пост	Площадь водосбора, км²	Период наблюдений	Продолжительность наблюдений, лет	Многолетние характеристики			
					общий речной сток л/(с·км²)	подземная составляющая речного стока		
						м³/с	л/(с·км²)	% от общего речного стока
33	Ловать — г. Холм	14 700	1912—20, 25, 30—40, 45—75	52	6,63	25,3	1,72	25,9
34	Шелонь — с. Заполье	6 820	1924—25, 31—35, 38—40, 45—75	41	6,28	8,23	1,21	19,3
35	Луга — ст. Толмачево	6 350	1936—40, 45—79	40	6,91	17,0	2,68	38,8
36	Великая — д. Пятоново	20 000	1935—40, 45—79	41	6,15	44,1	2,20	34,8
37	Зап. Двина — г. Витебск	27 300	1877—1970	94	8,10	61,4	2,25	27,8
38	Днепр — г. Смоленск	14 100	1882—1900, 03—39, 45—75	87	6,77	26,6	1,89	27,9
39	Десна — г. Брянск	13 700	1895—99, 1901, 02,04—08, 10—18, 20—24, 26, 28—30, 32, 34—77	70	5,60	31,5	2,30	41,1
40	Сосна — г. Елец	16 300	1928—37, 40, 45—74	41	7,30	23,9	1,47	20,1
41	Молога — с. Спас-Забережье	10 200	1937—39, 41—79	42	5,71	14,6	1,43	25,0
42	Молога — г. Весьегонск	31 500	1883—1938	55	7,59	60,6	1,92	25,3
43	Суда — д. Куракино	4 360	1935—79	45	14,0	18,6	4,27	30,5
44	Колпь — д. Верхний Двор	3 160	1935—75	41	7,72	8,27	2,62	33,9
45	Векса — рзд. Махрово	2 740	1936—75	40	7,45	8,37	2,32	31,1
46	Унжа — г. Макарьев	18 500	1896—1975	80	8,43	43,4	2,35	27,9
47	Ока — г. Белев	17 500	1936—70	43	4,31	32,9	1,88	43,6
48	Ока — г. Калуга	54 900	1881—1970	90	5,30	96,3	1,75	33,0

Продолжение табл. 5.2

Гидрографические характеристики					Сведения о хозяйственном использовании объектов и надежности подсчета стока
средняя высота водосбора, м	глубина эрозионного вреза, м	озерность, %	заболоченность, %	залесенность, %	
140	98	2	4	51	
86	61	1	20	26	Сток в маловодные периоды регулируется двумя ГЭС, регулирование суточное и в меньшей мере недельное. В 1971—72 гг. сброс вод Порховской ГЭС прекращен
70	39	2	6	58	
119	79	2	2	36	Сток регулируется ГЭС, режим ГЭС попусковый
183	58	2	6	48	В верховье реки (площадью водосбора 2180 км²) плотина ГЭС, действовавшая в 1956—65 гг.
225	62	<1	1	36	Сброс теплых вод с ГРЭС с 1950 г.
190	47	<1	1	40	С 1955 г. в зоне депрессионной воронки, с 1955 г. сброс сточных вод
210	102	н/д		<5	Выше плотина ГЭС, действовавшая в 1956—68 гг.
160	38	<1	4	30	
160	38	1	13	53	Выше г. Устюжна плотина ГЭС
180	70	1	21	78	
160	47	<1	33	62	
160	71	3	3	65	
150	65	<1	2	80	Водозабор и сброс ≈ 0,5 м³/с
220	93	<1	<1	8	Комплекс в/х мероприятий с 1947 г., в 1951—67 гг. работала ГЭС, в 1 км выше д. Вендерово, выше г. Орла и у д. Костомарово плотины ГЭС
200	85	<1	<1	23	Комплекс в/х мероприятий с 1947 г., водозабор и сброс ≈ 6,0 м³/с

№ поста	Река — пост	Площадь водосбора, км²	Период наблюдений	Продолжительность наблюдений, лет	Многолетние характеристики			
					общий речной сток л/(с·км²)	подземная составляющая речного стока		
						м³/с	л/(с·км²)	% от общего речного стока
49	Угра — с. Товарково	15 300	1934—41, 43—75	41	5,54	30,4	1,99	35,9
50	Протва — с. Спас-Загорье	3 640	1938—79	42	5,33	6,68	1,84	34,5
51	Мокша — с. Шевелевский Майдан	28 600	1934—75	42	3,53	23,4	0,82	23,2
52	Клязьма — г. Владимир	14 300	1922—70	49	5,48	28,8	2,01	36,7
53	Ветлуга — пгт Ветлужский	27 700	1932—75	42	6,84	43,5	1,57	23,0
54	Свияга — с. Вырыпаевка	3 600	1927—31, 36—76	46	2,48	4,20	1,17	47,2
55	Кама — с. Волосницкое	9 750	1936—75	40	7,08	16,3	1,67	23,6
56	Кама — пгт Гайны	27 400	1937—76	40	7,92	73,6	2,69	34,0
57	Вишера — д. Митракова	10 500	1902—67	66	18,3	97,8	9,31	50,9
58	Колва — д. Петрецова	2 830	1928—32, 35, 40—75	42	13,2	10,8	3,82	28,9
59	Чусовая — г. Верхние Чусовские Городки	23 600	1882—1937	56	9,70	74,2	3,14	32,4
60	Сылва — с. Подкаменное	19 700	1936—75	40	7,31	63,7	3,23	44,2
61	Уфа — г. Красноуфимск	14 200	1930, 32—35, 38—50, 52—75	42	6,56	33,7	2,37	36,1
62	Ай — с. Метели	14 200	1938—80	43	5,63	30,4	2,14	38,0
63	Ик — с. Нагайбаково	12 300	1934—37, 40—76	41	3,71	17,0	1,38	37,2
64	Вятка — д. Усатьевская	16 500	1938—78	41	8,43	40,6	2,46	29,0
65	Вятка — г. Киров	48 300	1878—1943, 45—75	97	7,76	114	2,36	30,4
66	Кобра — д. Верхние Тюрюханы	7 410	1931—35, 38—75	43	7,89	13,5	1,82	23,1
67	Летка — с. Казань	2 870	1933—75	43	7,67	4,97	1,73	22,6

Гидрографические характеристики					Сведения о хозяйственном использовании объектов и надежности подсчета стока
средняя высота водосбора, м	глубина эрозионного вреза, м	озерность, %	заболоченность, %	залесенность, %	
200	77	<1	0	38	
200	81	<1	0	49	Зона депрессионной воронки и отбор подз. вод с 1948 г.
180	94	<1	<1	25	
155	64	<1	3	54	Сток зарегулирован вдхр. с 1937 г., сброс через Акуловский и Пироговский гидроузлы 5,5 м³/с, сброс сточных вод ≈6,0 м³/с, водозабор ≈3,0 м³/с.
140	68	<1	<1	70	
203	107	н/д	н/д	20	
230	84	н/д	5	75	
200	75	н/д	5	80	
460	330	н/д	0	90	От истока до пос. Рябинино (площадь водосбора 30 900 км²) водозабор ≈4,5 м³/с
270	127	н/д	0	95	
347	244	н/д	0	90	Переброска стока в р. Исеть, водозабор поверхностных вод 17,8 м³/с, подземных ≈0,68 м³/с, сброс 10,9 м³/с (по данным 1971—75 гг.)
230	122	н/д	0	55	Водозабор ≈ 1,5 м³/с, сброс ≈ 0,3 м³/с (по данным 1971—75 гг.)
370	176	н/д	5	65	От истока до пос. Верхний Суян водозабор поверхностных вод ≈ 5,1 м³/с, подземных ≈0,32 м³/с, сброс ≈ 4,8 м³/с
460	284	н/д	<5	50	
240	164	н/д	0	15	В 25 и 2,5 км выше колхозная ГЭС и мельничная плотина, в 35 км выше насосная станция (водозабор 0,31 м³/с), с 1974 г. в 4 км выше водозабор
200	74	н/д	<5	90	
180	73	н/д	<5	50	Водозабор ≈8,6 м³/с, в том числе подз. вод ≈ 0,23 м³/с, сброс ≈ 8,2 м²/с
190	62	н/д	<5	90	В 1967—68 гг. поперечная плотина в русле
190	67	н/д	0	85	

№ поста	Река — пост	Площадь водосбора, км²	Период наблюдений	Продолжительность наблюдений, лет	Многолетние характеристики			
					общий речной сток, л/(с·км²)	подземная составляющая речного стока		
						м³/с	л/(с·км²)	% от общего речного стока
68	Чепца — с. Полом	5 930	1933—34, 36—76	43	6,04	8,50	1,43	23,4
69	Быстрица — с. Шипицино	3 540	1925—35, 38—41, 47—75	44	6,19	8,17	2,31	37,3
70	Молома — д. Щетиненки	10 600	1925—34, 38—75	48	7,53	19,0	1,79	23,3

5.2. ОЦЕНКА СЛУЧАЙНОСТИ МНОГОЛЕТНИХ КОЛЕБАНИЙ

Целесообразность использования отдельных приемов статистического анализа и обработки гидрологических материалов в значительной степени определяется соответствием гипотезы случайности рядам гидрологических величин. Поэтому одним из основных моментов изучения временны́х закономерностей подземного питания рек является решение задачи, в какой мере анализируемая последовательность может рассматриваться как явление чисто случайное или как закономерное, связанное с какими-то постоянно действующими физическими причинами.

Для проверки на случайность выборочных рядов подземного стока в реки в пределах изучаемой территории использован критерий серий, который основан на сопоставлении длин l и числа R группировок лет повышения и понижения относительно принятого квантиля водности, рассчитанных для каждого фактического временно́го ряда или их совокупности определенной продолжительности N, с теоретическими значениями, свойственными случайной последовательности той же продолжительности, с принятой доверительной вероятностью (уровнем значимости α).

Расчéты производились относительно квантиля 50 %-ной обеспеченности. Математическое ожидание числа серий при заданной продолжительности выборок · рассчитывалось в соответствии с [71, 79].

Сопоставление фактического числа серий различной длины $R_Ф$ с теоретическим $R_т$ выполнялось для различных вариантов

Продолжение табл. 5.2

Гидрографические характеристики					Сведения о хозяйственном использовании объектов и надежности подсчета стока
средняя высота водосбора, м	глубина эрозионного вреза, м	озерность, %	заболоченность, %	залесенность, %	
220	70	н/д	<5	60	С 1958 г. в 4,0 км выше плотина ГЭС
170	64	н/д	0	30	В 25 и 17 км выше плотины ГЭС
170	71	н/д	<5	65	

совокупностей временны́х рядов подземного стока для изучаемой территории:

а) для всех 70 временны́х рядов подземного стока общей продолжительностью 3382 года;

б) для 51 стационарного ряда подземного стока общей продолжительностью 2355 лет;

в) для 28 стационарных рядов подземного стока с отсутствием пропусков отдельных лет общей продолжительностью 1305 лет;

г) для 28 стационарных непрерывных рядов подземного стока без крайних серий с незафиксированными началом и концом общим объемом 1144 года.

Полученные результаты (табл. 5.3) показали, что во всех случаях рассчитанное по фактическим рядам количество коротких группировок меньше теоретического и, наоборот, эмпирическое количество длительных группировок (длиной 4 года и более) значительно превышает теоретически ожидаемое. При этом результаты расчетов для различных вариантов совокупностей рядов подземного стока практически не различаются.

Оценка значимости установленного несоответствия производилась по критерию числа и длин серий при 5 %-ном и 10 %-ном уровнях значимости. Верхний и нижний пределы колебаний числа серий и максимально допустимая длина группировок, при которых временно́й ряд с принятой доверительной вероятностью может рассматриваться как случайная последовательность, определялись в соответствии с [71, 79].

Как показала оценка, при 5 %-ном уровне значимости из 70 анализируемых рядов подземного стока для 29 (41,4 %) гипотеза

Таблица 5.3

Фактическое ($R_ф$) и теоретическое ($R_т$) значения числа группировок лет повышенной и пониженной относительно медианы водности различной продолжительности для отдельных совокупностей рядов подземного стока

Вариант группировки рядов	Расчетная характеристика	Продолжительность группировок, лет											Всего группировок	Общая продолжительность, лет
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10		
а	$R_ф$	493	341	171	103	76	45	26	10	8	6	18	1297	3382
	% от $\Sigma R_ф$	38,0	26,3	13,2	7,9	5,9	3,5	2,0	0,8	0,6	0,5	1,4	100	
	$R_т$	910,2	455,3	221,5	104,4	48,0	21,1	8,93	3,64	1,40	0,52	0,26	1775,25	
	% от $\Sigma R_т$	51,3	25,6	12,5	5,88	2,71	1,19	0,50	0,20	0,08	0,03	0,01	100	
б	$R_ф$	365	263	130	78	56	33	13	7	6	2	5	958	2355
	% от $\Sigma R_ф$	38,1	27,5	13,6	8,1	5,8	3,5	1,4	0,7	0,6	0,2	0,5	100	
в	$R_ф$	190	136	84	42	28	16	9	3	3	1	5	517	1305
	% от $\Sigma R_ф$	36,8	26,3	16,2	8,1	5,4	3,1	1,7	0,6	0,6	0,2	1,0	100	
г	$R_ф$	170	126	75	37	21	14	9	2	2	—	5	461	1144
	% от $\Sigma R_ф$	36,9	27,3	16,3	8,0	4,6	3,0	2,0	0,4	0,4	—	1,1	100	

Таблица 5.4

Результаты оценки случайности временных рядов подземного стока по критерию серий

Категория последовательности	Оценка по критерию серий		Принято		Продолжительность группировок, лет	
	числа	длины	количество постов n	% от n	средняя	диапазон изменения
Уровень значимости 5 %						
Случайная	44	53	41	58,6	2,21	1,8—2,8
Неслучайная	26	17	29	41,4	3,36	2,7—4,4
Уровень значимости 10 %						
Случайная	36	33	33	47,1	2,17	1,8—2,6
Неслучайная	34	27	37	52,9	3,09	2,2—4,4

случайности отвергается из-за слишком малого числа группировок при недопустимо большой их длине; при 10 %-ном уровне значимости число неслучайных рядов увеличивается до 37 (52,9 %) (табл. 5.4). Средняя продолжительность группировок лет различной водности составляет 2,21 года для совокупности случайных рядов и 3,36 года для совокупности неслучайных рядов. Для всех рядов подземного стока эта величина составляет 2,61, что значительно превышает аналогичные данные для годового ($l_{ср}=2{,}20$) [72] и минимального зимнего среднемесячного стока ($l_{ср}=2{,}34$).

По имеющимся результатам исследований для временных рядов подземного стока характерно более высокое процентное содержание неслучайных рядов в общей совокупности [21, 33, 34]. Так, по данным Б. М. Доброумова, для ЕТС примерно в 84—93 % случаев с уровнем значимости, равным всего 5 %, ряды подземного стока представляют собой стохастически зависимые последовательности, при этом средняя длина серий, определенная для 14 рек, составила 3,42 года [33].

Представляет интерес выявление физических причин, обусловливающих неслучайность рядов подземного стока. На первом этапе анализа можно констатировать, что вероятность появления неслучайных рядов несколько увеличивается с увеличением площади водосборов изучаемых объектов (табл. 5.5). Так, для случаев несовпадения оценок случайности для двух постов, расположенных на одной реке, неслучайные ряды, как правило, имеют объекты с большей площадью водосбора. Тем не менее зависимость средней длины группировок лет различной водности от площади водосбора практически не прослеживается (табл. 5.6). Аналогичный результат получен и при расчетах средней длины группировок для

отдельных градаций модуля подземного стока (табл. 5.6). Неслучайный характер группировок лет различной водности чаще всего отмечается в наиболее длинных рядах подземного стока.

Таблица 5.5

Распределение случайных и неслучайных рядов в общей совокупности в зависимости от площади водосбора

Площадь водосбора, км²	Число постов	Случайные ряды		Неслучайные ряды	
		n	%	*n*	%
Уровень значимости 5 %					
До 10 000	32	23	71,9	9	28,1
10 000—20 000	23	10	43,4	13	56,5
Более 20 000	15	8	53,3	7	46,7
Уровень значимости 10 %					
До 10 000	32	20	62,5	12	37,5
10 000—20 000	23	8	34,8	15	65,2
Более 20 000	15	5	33,3	10	66,7

Таблица 5.6

Средняя продолжительность группировок лет повышенной и пониженной водности ($l_{ср}$) в совокупностях случайных и неслучайных рядов

Площадь водосбора, км² Модуль стока л/(с·км²)	Вся совокупность		Категории совокупностей при уровне значимости							
			5%				10%			
			случайные		неслучайные		случайные		неслучайные	
	n	$l_{ср}$	*n*	$l_{ср}$	*n*	$l_{ср}$	*n*	$l_{ср}$	*n*	$l_{ср}$
а) для различных площадей водосборов										
До 5 000	17	2,64	10	2,14	7	3,36	10	2,14	7	3,36
5 001—10 000	15	2,39	13	2,23	2	3,40	10	2,17	5	2,82
10 001—20 000	23	2,88	10	2,18	13	3,42	8	2,18	15	3,26
Более 20 000	15	2,85	8	2,40	7	3,36	5	2,32	10	3,11
Сумма	70	2,61	41	2,21	29	3,36	33	2,17	37	3,09
б) для различных градаций модуля подземного стока										
До 1,50	9	3,00	4	2,35	5	3,52	4	2,35	5	3,52
1,51—2,0	14	2,76	7	2,17	7	3,36	5	2,04	9	3,17
2,01—2,50	19	2,76	10	2,17	9	3,49	9	2,17	10	3,36
2,51—3,00	10	2,59	7	2,23	3	3,33	6	2,23	4	3,05
3,01—4,00	13	2,64	10	2,33	3	3,33	6	2,23	7	2,99
Более 4,00	5	2,40	3	—	2	—	3	—	2	—

5.3. АНАЛИЗ АВТОКОРРЕЛЯЦИОННЫХ ФУНКЦИЙ

К настоящему времени большинством исследователей [32, 34, 72 и др.] отмечается, что для временны́х рядов подземного стока характерна существенно бо́льшая коррелированность по сравнению с поверхностным и общим речным стоком, что обычно связывают с его значительной естественной зарегулированностью. Однако причины, определяющие степень тесноты внутрирядных связей подземного стока, так же, впрочем, как и речного стока, и закономерности в региональном распределении этой характеристики объективно не установлены, и по данному вопросу существуют противоречивые суждения [34, 72]. Во многом это связано с тем, что степень инерционности подземного стока определяется не только климатическими условиями, но и фильтрационными свойствами водовмещающих пород и скоростями водообмена водоносных горизонтов, трудно поддающихся прямому количественному учету [50]. Кроме того, разноречивость результатов часто связана с ограниченным объемом исходной информации и различными способами оценки подземного питания рек.

В целом внутрирядная связанность подземного стока изучена недостаточно как по данным о коэффициентах корреляции между стоком смежных лет, так и особенно в отношении более дальних связей.

Результаты расчетов коэффициентов автокорреляции для 70 рядов подземного стока на излучаемой территории свидетельствуют, что первый коэффициент автокорреляции r (1) во всех случаях оказался положительным и изменяется в широком диапазоне: от 0,01 до 0,82 при среднем арифметическом его значении равном 0,42 (табл. 5.7, рис. 5.2).

По литературным данным, корреляция между смежными членами ряда подземного стока в реки, определенного также по расчленению гидрографов, для отдельных районов СССР оценивается в среднем 0,30—0,35 [34, 72]. При использовании в качестве показателя подземного стока минимальных зимних средних месячных расходов воды по данным 217 рядов для территории СССР среднее значение r (1) снижается до 0,25, при этом нередко отмечались отрицательные индивидуальные оценки [50]. Наиболее высокие значения коэффициентов автокорреляции между величинами смежных лет, в среднем r (1) = 0,57, получены для рядов уровней грунтовых вод [50].

Таблица 5.7

Распределение значений коэффициентов корреляции между смежными членами ряда по отдельным градациям

Значение r (1) . . .	⩽0,20	0,21—0,30	0,31—0,40	0,41—0,60	>0,60	Всего
Число случаев . .	6	12	18	24	10	70
% от числа случаев	9	17	26	34	14	100

Эмпирические оценки коэффициентов автокорреляции по данным индивидуальных рядов подземного стока из-за относительной их непродолжительности содержат большие случайные погрешности. Более надежным является групповая оценка по совокупности рядов. Переход к группированию данных требует выявления и обоснования признаков, по которым допустимо их объединение. Необходима также проверка однородности объединенной выборки методами математической статистики и учет систематических погрешностей из-за смещенности.

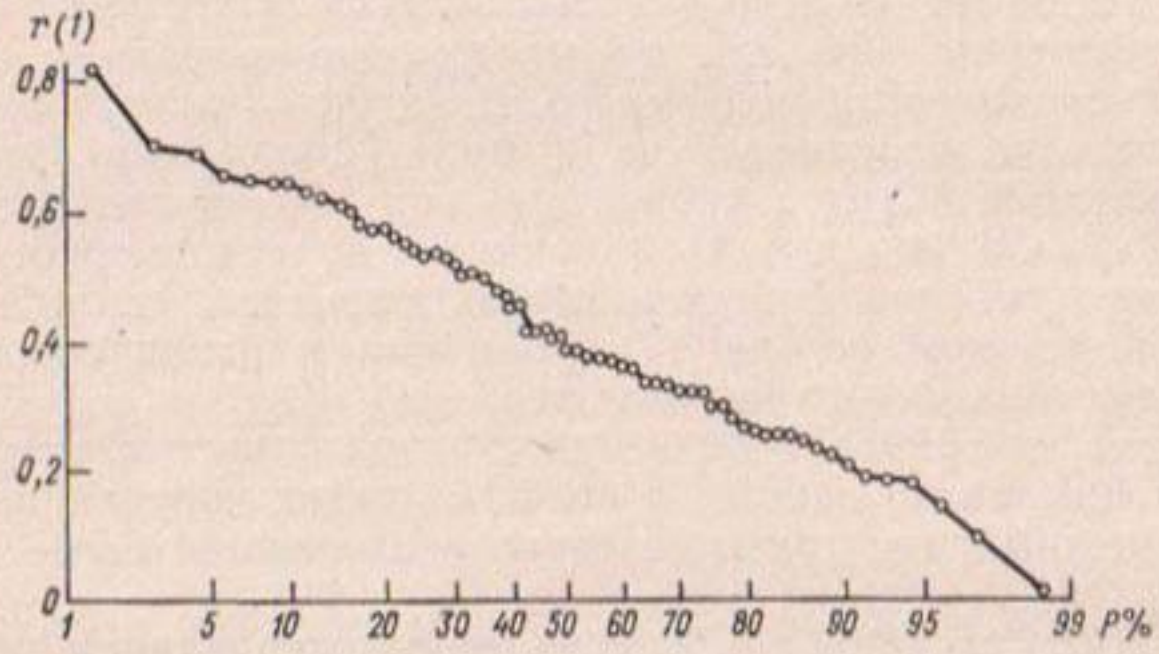


Рис. 5.2. Эмпирическая кривая обеспеченности коэффициентов корреляции между стоком смежных лет $r(1)$ для всей совокупности рядов подземного стока.

Групповой анализ часто затруднен тем, что коэффициенты автокорреляции вычислены по рядам различной деятельности и, следовательно, характеризуются различной смещенностью. Поэтому для получения общего представления об истинных значениях коэффициентов автокорреляции произведено группирование анализируемых рядов по градациям их продолжительности для получения выборок с фиксированным объемом. При этом длина ряда в связи с прерывистостью исходных данных определялась по объему информации при оценке первого коэффициента корреляции $r(1)$. В качестве основных по аналогии с речным стоком приняты градации <40, 40—44, 45—54, $\geqslant 55$ лет. Проверка полученных выборок по критерию Фишера [80] показала во всех случаях их статистическую однородность (табл. 5.8).

Осредненные значения $r(1)$ для всех градаций объема выборок, исправленные на смещенность, изменяются от 0,44 до 0,59 при средневзвешенном значении, равном 0,52 (табл. 5.8). Стандартное отклонение среднего не превышает 0,05.

Таблица 5.8

Оценка однородности коэффициентов автокорреляции между подземным стоком смежных лет при группировании объектов по длине ряда

Градация длины ряда, лет	Общее число объектов в совокупности N	Средняя длина ряда $\bar{n}$	Среднее значение $\bar{r}$ (1)	Несмещенная оценка r (1)	Средняя квадратич. погрешность		Критерий Фишера F	Критическое значение статистики Фишера $F_{10\,\%}$	Средн. квадратич. погрешность $\bar{r}$ (1) $\bar{\sigma}_{\bar{r}}$	Весовой коэффициент k
					эмпирическая $\sigma_{r\,э}$	теоретическая $\sigma_{r\,т}$				
⩽40	21	39	0,40	0,50	0,173	0,137	1,59	2,04	0,038	692,5
40—44	28	42	0,41	0,51	0,169	0,136	1,54	2,00	0,032	976,6
45—54	11	49	0,37	0,44	0,148	0,122	1,47	1,78	0,045	493,8
⩾55	10	74	0,52	0,59	0,091	0,105	—	—	0,033	918,3

Таким образом, можно считать установленным для временны́х рядов подземного стока наличие достоверной корреляции между стоком смежных лет, равной 0,52

Наряду с величиной r (1) важным показателем автокорреляционной функции является характер затухания внутрирядных связей с ростом сдвига τ. Анализ типов автокорреляционных функций выполнялся для $\tau = 10$ по данным смещенных оценок коэффициентов корреляции.

По результатам группового анализа АКФ по градациям продолжительности ряда (табл. 5.9) можно отметить, что r (τ) имеют положительные оценки, равные и большие 0,10, при τ до 4—6 лет.

Обычно в качестве стохастической модели многолетних колебаний стока принимается модель простой цепи Маркова. Поэтому было произведено сопоставление вычисленных АКФ для отдельных градаций длины ряда, совокупности в целом и совокупности только стационарных рядов с моделью простой цепи Маркова. В качестве доверительных границ модели простой цепи Маркова принято утроенное значение средней квадратической погрешности (рис. 5.3, 5.4).

В целом можно сделать вывод о том, что в первом приближении АКФ подземного стока соответствует модели простой цепи Маркова. Однако практически на всех графиках отмечается или тяготение эмпирических точек при $\tau = 3, 4, 5$ к верхней доверительной границе или же выход их за пределы доверительной области, что дает некоторое основание предполагать, что математическое описание АКФ подземного стока разнообразнее, чем простая цепь Маркова.

Таблица 5.9

Оценка АКФ подземного стока при группировании объектов по продолжительности ряда

Сдвиг τ лет	Среднее по ряду $\bar{r}(\tau)$	Средн. квадратич. погрешность эмпирич. $\sigma_{r(\tau)}$ э	$r(\tau)$ по модели простой цепи Маркова	Средн. квадратич. погрешность $\sigma_{r(\tau)} = \frac{1-[r(\tau)]^2}{\sqrt{n-\tau-1}}$	Утроенная средн. квадратич. погрешность среднего $\hat{\sigma}_{\bar{r}} = 3\frac{\sigma_{r(\tau)}}{\sqrt{N}}$	Доверительная область $r(\tau) \pm 3\frac{\sigma_{r(\tau)}}{\sqrt{N}}$
1. Продолжительность ряда <40 лет, $N = 21$, $\bar{n} = 39$						
1	0,40	0,173	0,40	0,136		
2	0,10	0,227	0,16	0,160	0,105	0,055—0,265
3	0,09	0,180	0,064	0,166	0,109	—0,045—0,173
4	0,16	0,184	0,026	0,169	0,111	—0,085—0,137
5	0,08	0,126	0,010	0,171	0,112	—0,102—0,122
6	0,00	0,170	0,004	0,174	0,114	—0,110—0,118
7	—0,03	0,209	0,002	0,177	0,116	—0,114—0,118
8	—0,01	0,201	0,001	0,180	0,118	—0,118—0,119
9	0,01	0,188	0,000	0,183	0,120	—0,120—0,120
10	—0,11	0,177	0,000	0,186	0,122	—0,122—0,122
2. Продолжительность ряда 40—44 года, $N = 28$, $\bar{n} = 42$						
1	0,41	0,169	0,41	0,130		
2	0,15	0,206	0,17	0,154	0,087	0,083—0,257
3	0,15	0,192	0,069	0,159	0,090	—0,021—0,159
4	0,17	0,244	0,028	0,162	0,092	—0,064—0,120
5	0,08	0,219	0,012	0,164	0,093	—0,081—0,105
6	0,01	0,199	0,005	0,167	0,094	—0,089—0,100
7	—0,02	0,220	0,002	0,169	0,096	—0,094—0,098
8	—0,02	0,214	0,001	0,171	0,097	—0,096—0,098
9	0,04	0,206	0,000	0,174	0,099	—0,099—0,099
10	—0,09	0,218	0,000	0,177	0,100	—0,100—0,100
3. Продолжительность ряда 45—54 года, $N = 11$, $\bar{n} = 49$						
1	0,37	0,148	0,37	0,125		
2	0,12	0,154	0,14	0,143	0,129	0,011—0,269
3	0,08	0,165	0,051	0,147	0,133	—0,082—0,184
4	0,10	0,202	0,019	0,149	0,135	—0,116—0,154
5	0,10	0,176	0,007	0,151	0,137	—0,130—0,144
6	0,03	0,157	0,003	0,153	0,138	—0,135—0,141
7	0,01	0,162	0,001	0,154	0,139	—0,138—0,140
8	0,02	0,156	0,000	0,156	0,141	—0,141—0,141
9	0,04	0,142	0,000	0,158	0,143	—0,143—0,143
10	—0,06	0,172	0,000	0,160	0,145	—0,145—0,145

Сдвиг τ лет	Среднее по ряду $\bar{r}(\tau)$	Средн. квадратич. погрешность эмпирич. $\sigma_{r(\tau)}$ э	$r(\tau)$ по модели простой цепи Маркова	Средн. квадратич. погрешность $\sigma_{r(\tau)} = \frac{1-[r(\tau)]^2}{\sqrt{n-\tau-1}}$	Утроенная средн. квадратич. погрешность среднего $\hat{\sigma}_{\bar{r}} = 3\frac{\sigma_{r(\tau)}}{\sqrt{N}}$	Доверительная область $r(\tau) \pm 3\frac{\sigma_{r(\tau)}}{\sqrt{N}}$

4. Продолжительность ряда $\geqslant$55 лет, $N = 10$, $\bar{n} = 74$

1	0,52	0,091	0,52	0,085		
2	0,30	0,140	0,27	0,109	0,104	0,166—0,374
3	0,26	0,113	0,14	0,116	0,110	0,030—0,250
4	0,19	0,128	0,073	0,119	0,113	—0,040—0,186
5	0,13	0,148	0,038	0,120	0,114	—0,076—0,152
6	0,10	0,138	0,020	0,121	0,115	—0,095—0,135
7	0,07	0,143	0,010	0,122	0,116	—0,106—0,126
8	0,08	0,188	0,005	0,123	0,117	—0,112—0,122
9	0,08	0,228	0,003	0,124	0,118	—0,115—0,121
10	0,02	0,228	0,001	0,125	0,119	—0,118—0,120

5. Вся совокупность, $N = 70$, $\bar{n} = 47$

1	0,43		0,43	0,120		
2	0,17		0,18	0,144	0,052	0,128—0,232
3	0,15		0,080	0,150	0,054	0,026—0,134
4	0,16		0,034	0,152	0,055	—0,021—0,089
5	0,09		0,015	0,154	0,055	—0,040—0,070
6	0,03		0,006	0,156	0,056	—0,050—0,062
7	0,00		0,003	0,158	0,057	—0,054—0,060
8	0,01		0,001	0,160	0,057	—0,056—0,058
9	0,04		0,001	0,162	0,058	—0,057—0,059
10	—0,06		0,000	0,164	0,059	—0,059—0,059

6. Совокупность стационарных рядов, $N = 51$, $\bar{n} = 43$

1	0,38		0,38	0,132		
2	0,11		0,14	0,153	0,064	0,076—0,204
3	0,09		0,055	0,158	0,066	—0,011—0,121
4	0,12		0,021	0,160	0,067	—0,046—0,088
5	0,07		0,008	0,162	0,068	—0,060—0,076
6	0,00		0,003	0,164	0,069	—0,066—0,072
7	—0,03		0,001	0,167	0,070	—0,069—0,071
8	—0,03		0,000	0,169	0,071	—0,071—0,071
9	0,02		0,000	0,171	0,072	—0,072—0,072
10	—0,11		0,000	0,174	0,073	—0,073—0,073

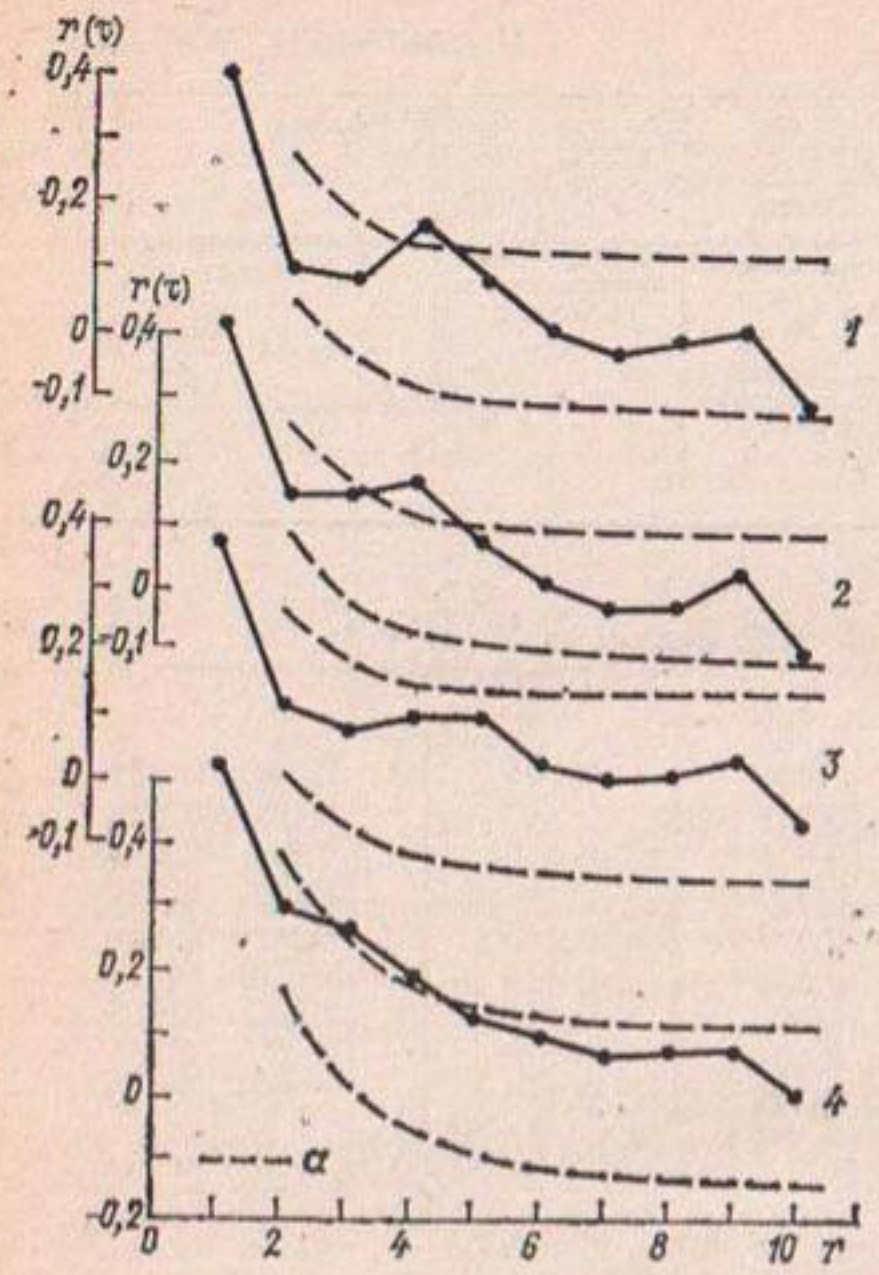


Рис. 5.3. Автокорреляционные функции подземного стока для различных градаций продолжительности ряда.

1—4 — номера графиков, соответствующие номерам в табл. 5.9; *а* — доверительные границы для модели простой цепи Маркова.

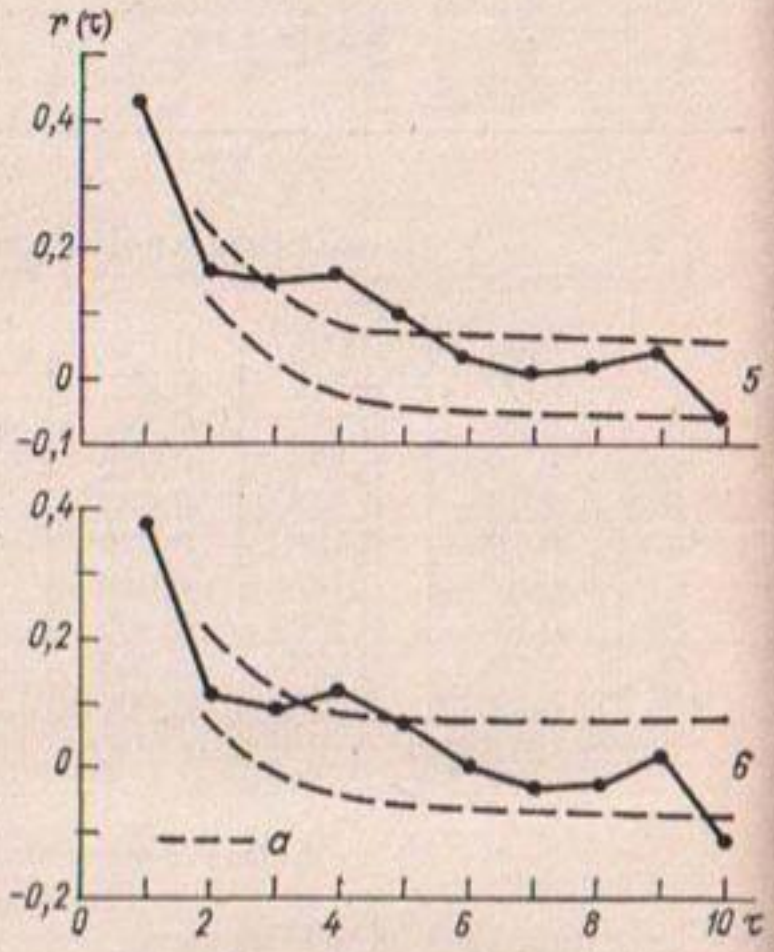


Рис. 5.4. Автокорреляционные функции подземного стока для всей совокупности (*5*) и совокупности стационарных рядов (*6*).

5, 6 — номера графиков, соответствующие номерам в табл. 5.9; *а* — доверительные границы для модели простой цепи Маркова.

В свете этого для получения представлений о возможных типах АКФ подземного стока представилось целесообразным произвести групповой анализ величин $r(\tau)$ на основе другого методического подхода — с учетом двух основных показателей корреляционной связанности: значимости коэффициентов корреляции (неслучайность отличия эмпирической оценки $r(\tau)$ от нуля) и характера затухания $r(\tau)$ с ростом τ [11]. Анализ производился для первых 10 коэффициентов автокорреляции, значимость их индивидуальных оценок определялась по критерию Неймана при 5 %-ном уровне значимости [79]. Результаты группового анализа АКФ представлены в табл. 5.10, 5.11 и на рис. 5.5, 5.6.

Таблица 5.10

Оценка однородности коэффициентов автокорреляции между подземным стоком смежных лет при группировании объектов по типу АКФ

Тип АКФ	Число постов		$\bar{n}$	$\bar{r}(1)$	$r(1)$	$\sigma_{r\text{э}}$	$\sigma_{r\text{т}}$	$\hat{\sigma}_{\bar{r}}$	k
	N	%							
I	17	24	43	0,22	0,27	0,076	0,140	0,034	865
II	37	53	43	0,43	0,52	0,097	0,130	0,021	2268
III	16	23	57	0,59	0,69	0,111	0,115	0,029	1189

С учетом указанных положений вся совокупность АКФ была разбита на три группы (типа).

В первую группу включены 17 АКФ, первый и все последующие члены которых незначимо отличаются от нуля, т. е. имеет место последовательность чисто случайных чисел; среднее значение r (1) для этой совокупности объектов составило 0,22 при диапазоне изменений от 0,01 до 0,30, среднее значение r (2) уже имеет отрицательную оценку. В данном случае обращает на себя внимание тот факт, что среднее значение первого коэффициента автокорреляции значимо отличается от нуля, в то время как дан-

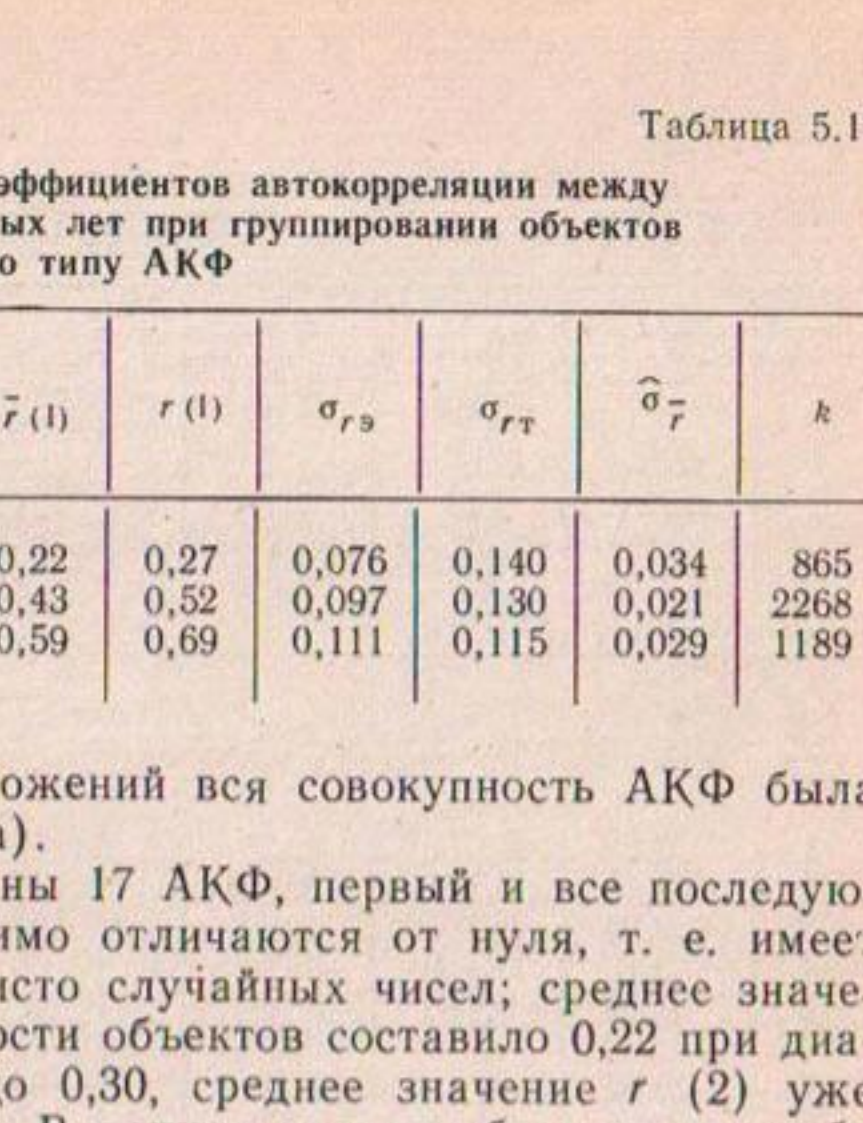


Рис. 5.5. Автокорреляционные функции для различных совокупностей временных рядов подземного стока.

1—4 — номера графиков, соответствующие номерам в табл. 5.11; *а* — доверительные границы для модели простой цепи Маркова.

Таблица 5.11

Оценка АКФ подземного стока при группировании объектов по критерию Неймана

Сдвиг τ лет	Среднее по ряду $\bar{r}(\tau)$	Средн. квадратич. погрешность (эмпирическая) $\sigma_{r(\tau)}$ э	$r(\tau)$ по модели простой цепи Маркова	Средн. квадратич. погрешность $\sigma_{r(\tau)} = \frac{1-[r(\tau)]^2}{\sqrt{n-\tau-1}}$	Утроенная средн. квадратич. погрешность среднего $\hat{\sigma}_{\bar{r}} = 3\frac{\sigma_{r(\tau)}}{\sqrt{N}}$	Доверительная область $r(\tau) \pm 3\frac{\sigma_{r(\tau)}}{\sqrt{N}}$
1. I тип АКФ, $N = 17$, $\bar{n} = 43$ года						
1	0,22	0,076	0,22	0,147		
2	—0,01	0,156	0,048	0,156	0,114	—0,066—0,162
3	0,04	0,147	0,011	0,158	0,115	—0,104—0,126
4	0,10	0,169	0,002	0,160	0,116	—0,114—0,118
5	0,06	0,163	0,001	0,162	0,118	—0,117—0,119
6	—0,02		0,000	0,164	0,119	—0,119—0,119
7	—0,07		0,000	0,167	0,122	—0,122—0,122
8	—0,06		0,000	0,169	0,123	—0,123—0,123
9	0,04		0,000	0,171	0,124	—0,124—0,124
10	—0,07		0,000	0,174	0,127	—0,127—0,127
2. II тип АКФ, $N = 37$, $\bar{n} = 43$ года						
1	0,43	0,097	0,43	0,126		
2	0,13	0,160	0,185	0,151	0,074	0,101—0,259
3	0,09	0,158	0,080	0,157	0,077	0,003—0,157
4	0,13	0,206	0,034	0,160	0,079	—0,045—0,113
5	0,07	0,166	0,015	0,162	0,080	—0,065—0,095
6	0,01		0,006	0,164	0,081	—0,075—0,087
7	—0,01		0,003	0,167	0,082	—0,079—0,085
8	0,02		0,001	0,169	0,083	—0,082—0,084
9	0,04		0,001	0,171	0,084	—0,083—0,085
10	—0,10		0,000	0,174	0,086	—0,086—0,086
3. III тип АКФ, $N = 16$, $\bar{n} = 57$ лет						
1	0,59	0,111	0,59	0,087		
2	0,38	0,106	0,35	0,118	0,089	0,261—0,439
3	0,35	0,063	0,21	0,130	0,098	0,112—0,308
4	0,31	0,173	0,12	0,135	0,101	0,019—0,221
5	0,16	0,203	0,071	0,138	0,104	—0,033—0,175
6	0,10	0,226	0,042	0,140	0,105	—0,063—0,147
7	0,08		0,025	0,141	0,106	—0,081—0,131
8	0,04		0,015	0,143	0,107	—0,092—0,122
9	0,03		0,009	0,144	0,108	—0,099—0,117
10	—0,02		0,005	0,146	0,110	—0,105—0,115

Сдвиг τ лет	Среднее по ряду $\bar{r}(\tau)$	Средн. квадратич. погрешность (эмпирическая) $\sigma_{r(\tau)э}$	$r(\tau)$ по модели простой цепи Маркова	Средн. квадратич. погрешность $\sigma_{r(\tau)} = \frac{1-[r(\tau)]^2}{\sqrt{n-\tau-1}}$	Утроенная средн. квадратич. погрешность среднего $\hat{\sigma}_{\bar{r}} = 3\frac{\sigma_{r(\tau)}}{\sqrt{N}}$	Доверительная область $r(\tau) \pm 3\frac{\sigma_{r(\tau)}}{\sqrt{N}}$
4. Объединенные I и II типы АКФ, $N = 54$, $\bar{n} = 43$						
1	0,37		0,37	0,133		
2	0,08		0,14	0,153	0,062	0,078—0,202
3	0,07		0,051	0,158	0,064	—0,013—0,105
4	0,12		0,019	0,160	0,065	—0,046—0,084
5	0,07		0,007	0,162	0,066	—0,059—0,073
6	0,00		0,003	0,164	0,067	—0,064—0,070
7	—0,03		0,001	0,167	0,068	—0,067—0,069
8	—0,01		0,000	0,169	0,069	—0,069—0,069
9	0,04		0,000	0,171	0,070	—0,070—0,070
10	—0,09		0,000	0,174	0,071	—0,071—0,071
5. Совокупность стационарных рядов в I и II типах АКФ, $N = 45$, $\bar{n} = 43$						
1	0,36		0,36	0,134		
2	0,06		0,13	0,154	0,069	0,061—0,199
3	0,05		0,047	0,158	0,071	—0,024—0,118
4	0,10		0,017	0,162	0,073	—0,056—0,090
5	0,06		0,006	0,162	0,073	—0,067—0,079
6	—0,01		0,002	0,164	0,074	—0,072—0,076
7	—0,05		0,001	0,167	0,075	—0,074—0,076
8	—0,04		0,000	0,169	0,076	—0,076—0,076
9	0,01		0,000	0,171	0,077	—0,077—0,077
10	—0,12		0,000	0,174	0,078	—0,078—0,078
6. Совокупность стационарных рядов в III типе АКФ, $N = 6$, $\bar{n} = 55$						
1	0,57		0,57	0,092		
2	0,36		0,32	0,123	0,150	0,170—0,470
3	0,35		0,185	0,134	0,163	0,022—0,348
4	0,35		0,106	0,138	0,168	—0,062—0,274
5	0,14		0,060	0,141	0,172	—0,112—0,232
6	0,10		0,034	0,143	0,174	—0,140—0,208
7	0,10		0,020	0,144	0,176	—0,156—0,196
8	0,06		0,011	0,146	0,178	—0,171—0,185
9	0,05		0,006	0,147	0,179	—0,175—0,183
10	—0,07		0,004	0,149	0,182	—0,180—0,184
7. Совокупность нестационарных рядов, $N = 19$, $\bar{n} = 52$						
1	0,51		0,51	0,104		
2	0,30		0,26	0,132	0,091	0,169—0,351
3	0,28		0,13	0,140	0,096	0,034—0,226
4	0,24		0,068	0,144	0,099	—0,031—0,167
5	0,15		0,035	0,146	0,100	—0,065—0,135
6	0,10		0,018	0,147	0,101	—0,083—0,119
7	0,07		0,009	0,149	0,103	—0,094—0,112
8	0,09		0,005	0,151	0,104	—0,099—0,109
9	0,08		0,002	0,153	0,105	—0,103—0,107
10	0,02		0,001	0,154	0,106	—0,105—0,107

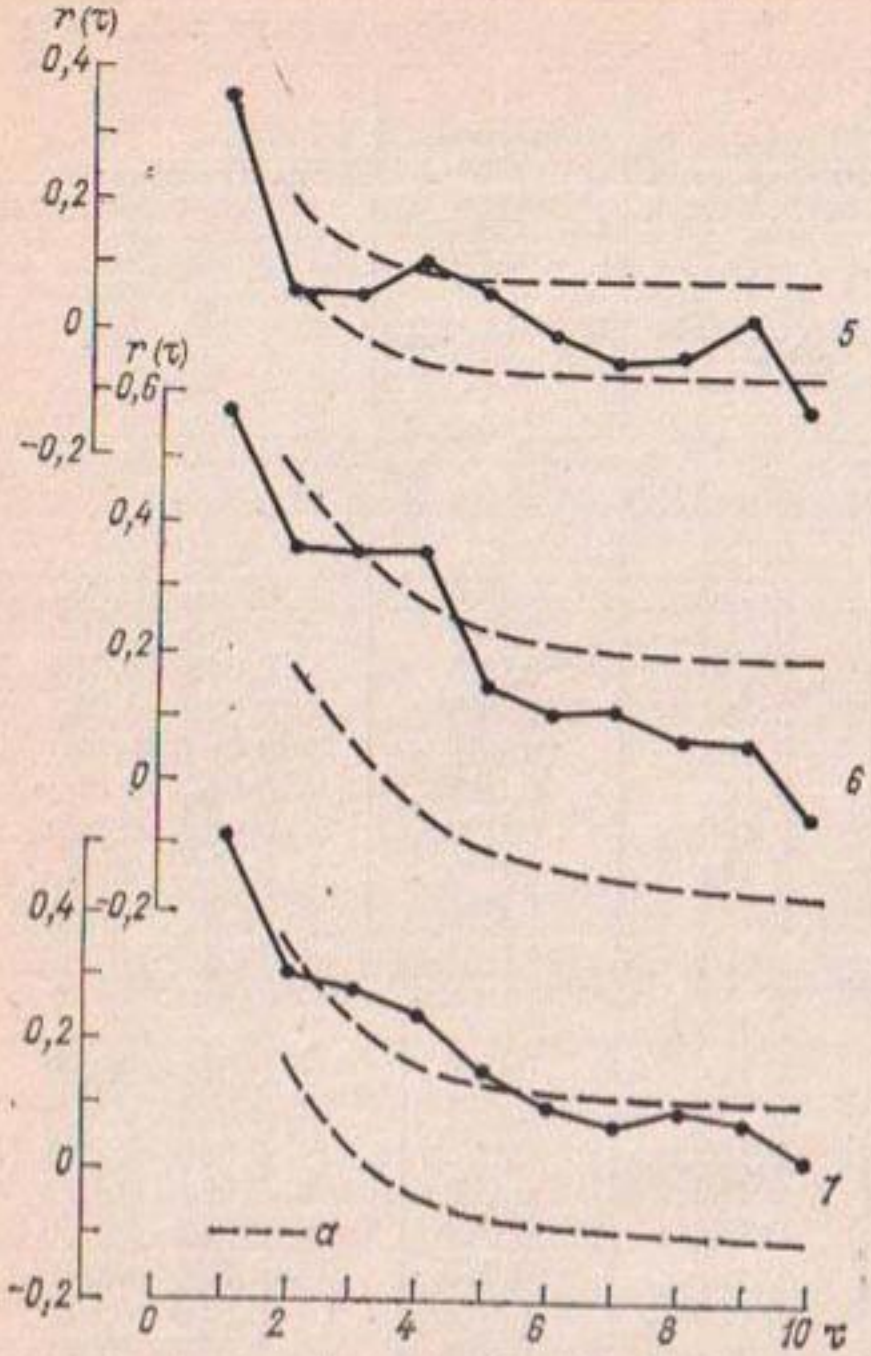


Рис. 5.6. Автокорреляционные функции для различных совокупностей временных рядов подземного стока.

5—7 — номера графиков, соответствующие номерам в табл. 5.11; *а* — доверительные границы для модели простой цепи Маркова.

ная группа сформирована исходя из условия незначимости коэффициентов автокорреляции. Это противоречие легко объясняется тем, что индивидуальные оценки не только самих коэффициентов корреляции, но и значимости отличия их от нуля мало информативны ввиду ограниченности принятых объемов выборок при их индивидуальных оценках;

Во вторую группу объединены 37 АКФ со значимой связью между расходами, отстоящими на 1 или 1 и 2 года; среднее значение r (1) для этой совокупности объектов составляет 0,43 при диапазоне изменений 0,27—0,69, среднее значение r (2) имеет положительную оценку и составляет 0,13.

В третью группу включены 16 АКФ со значимой корреляционной связью между членами ряда при сдвиге на 3 года и более; среднее значение r (1) составляет 0,59 при диапазоне изменения 0,38—0,82, все последующие значения r (τ) до $\tau=9$ включительно имеют положительные оценки.

Учитывая, что по совокупной оценке среднее значение r (1) для 1 типа АКФ оказалось значимым и равным 0,22 ($\widehat{\sigma}_{r_э}=0{,}076$), а также небольшой объем информации, представилось целесообразным объединить в одну совокупность объекты первой и второй

групп. В этом случае среднее значение $r(1)$ составило 0,37, а АКФ в целом отвечает модели простой цепи Маркова.

Для III типа АКФ характерно более медленное затухание $r(\tau)$ с ростом τ, чем для простой цепи Маркова, значения $r(\tau)$ при τ от 2 до 5 лет расположены у верхней доверительной границы или же выходят за пределы доверительной области.

Исключение из III типа АКФ объектов с нестационарными рядами подземного стока, невзирая на очень ориентировочные оценки при $N=6$, принципиально не изменило характер АКФ и значения $r(\tau)$.

Для совокупности нестационарных рядов подземного стока ($N=19$) также характерно отклонение автокорреляционной функции от очертаний, свойственных простой цепи Маркова для значений τ от 3 до 5 лет.

Таким образом, можно с достаточной уверенностью считать, что АКФ подземного стока для изучаемой территории в большинстве случаев (77,1 %) отвечает модели простой цепи Маркова, однако имеет место и тип АКФ со значимыми коэффициентами корреляции при запаздывании в среднем до 5 лет.

Выявление физико-географических факторов и закономерностей регионального распределения коэффициентов автокорреляции также основывалось на методе группового анализа.

При объединении объектов по различным физико-географическим признакам в качестве интегральных показателей условий формирования подземного стока обычно используют значения площадей водосборов и модулей стока [34, 72]. Размер площади водосбора отражает бассейновую зарегулированность подземного стока, являясь косвенным показателем дренируемого объема водовмещающих пород. Значение модуля подземного стока характеризует условия питания, разгрузки, аккумулирующую способность водовмещающих пород, а также особенности влияния на формирование запасов подземных вод факторов внешней среды, в первую очередь трансформацию осадков в подземный сток.

Нормирование коэффициентов автокорреляции подземного стока для изучаемой территории в зависимости от перечисленных показателей, а также дополнительно и от глубины эрозионного вреза русел не позволило получить какие-либо аргументированные выводы (табл. 5.12—5.14). Наиболее определенной оказалась зависимость коэффициентов автокорреляции от коэффициентов вариации подземного стока (табл. 5.15), который косвенно характеризует не только климатические условия, но и фильтрационные свойства водовмещающих пород и интенсивность водообмена водоносных горизонтов.

В свете изложенного представилось более целесообразным сгруппировать объекты по отдельным природным регионам. Относительная ограниченность исходной информации, характеризующей в основном условия формирования подземного стока

Таблица 5.12

Значения коэффициентов автокорреляции r (1) по градациям модуля подземного стока

Модуль подземного стока M л/(с·км²)	⩽1,50	1,51—2,0	2,01—2,50	2,51—3,0	3,01—4,0	>4,0
$\overline{M}$	1,20	1,79	2,26	2,68	3,38	5,96
Число членов совокупности в градации N	9	14	19	10	13	5
$\bar{r}$ (1)	0,48	0,41	0,40	0,43	0,40	0,41
$\sigma_{r\,э}$	0,24	0,16	0,16	0,08	0,16	—

Таблица 5.13

Значения коэффициентов автокорреляции r (1) по градациям площади водосбора

Площадь водосбора F км²	⩽5 000	5 001—10 000	10 001—20 000	>20 000
$\overline{F}$	3 115	7 495	14 714	36 593
Число членов совокупности в градации N	17	15	22	14
$\bar{r}$ (1)	0,44	0,36	0,42	0,42
$\sigma_{r\,э}$	0,20	0,13	0,16	0,12

Таблица 5.14

Значения коэффициентов автокорреляции r (1) по градациям глубины эрозионного вреза русел

Глубина эрозионного вреза русла h м	⩽60	61—70	71—80	81—100	101—140	>140
$\bar{h}$	45	66	75	90	116	221
N	8	15	11	12	12	11
$\bar{r}$ (1)	0,40	0,40	0,43	0,37	0,45	0,44
$\sigma_{r\,э}$	0,12	0,16	0,14	0,19	0,17	0,17

Таблица 5.15

Оценка однородности коэффициентов корреляции между подземным стоком смежных лет при группировании объектов по значению коэффициента вариации

C_v	$\overline{C}_v$	N	$\overline{n}$	$\bar{r}$ (1)	r (1)	$\sigma_{r\,э}$	$\sigma_{rт}$	F	$F_{10\%}$	$\hat{\sigma}_{\bar{r}}$
0,10—0,15	0,13	12	46	0,38	0,46	0,170	0,125	1,85	2,01	0,049
0,16—0,20	0,18	28	44,5	0,41	0,49	0,131	0,130	—	1,92	0,025
0,21—0,30	0,24	26	50	0,43	0,51	0,189	0,127	2,21	1,85	0,037
0,31—0,40	(0,35)	4	(42)	(0,48)	(0,58)	—				

в пределах Русской плиты, не позволяет полностью учесть особенности его формирования в районах щитов и горно-складчатых систем и, таким образом, оценить внутрирядную связанность подземного стока из различных гидродинамических зон. Поэтому для учета общих физико-географических особенностей формирования подземного стока было произведено объединение изучаемых объектов по отдельным речным бассейнам с относительно однородным комплексом природных условий (табл. 5.16).

Таблица 5.16

Средние значения коэффициентов корреляции между смежными членами рядов подземного стока r (1) и средняя продолжительность группировок лет различной водности для отдельных речных бассейнов

№ района	Бассейн	Число постов	Площадь, км²	Средняя высота водосборов, м	Средняя глубина эрозионного вреза, м	Объем дренируемой зоны, км³	Подземный сток		Средний коэффициент корреляции r (1)	Средняя продолжительность группировок, лет
							м³/с	л/с·км²)		
1	р. Онеги	3	20 700	146	62	1,31	43,4	2,09	0,27	2,1
2	Рек Кубены, Ваги, Пинеги	7	57 580	133	74	6,08	167,0	2,90	0,40	2,8
3	р. Мезени	5	72 450	140	90	6,35	209,8	2,90	0,42	2,5
4	р. Печоры	6	70 430	255	186	11,8	227,5	3,20	0,32	2,4
5	Притоков Ладожского оз. и Рыбинского водохранилища	7	58 530	146	82	3,73	140,1	2,39	0,31	2,1
6	Рек Великой, Ловати, Луги, Зап. Двины	4	68 350	128	68	4,85	147,8	2,16	0,34	2,3
7	Верховьев рек Днепра, Десны, Оки	6	77 240	198	71	5,53	156,9	2,03	0,47	3,1
8	Средне-Волжский	8	10 840	176	72	7,33	201,0	1,99	0,42	2,8
9	Рек Сосны, Мокши, Свияги, Ика	4	60 800	208	117	6,75	68,5	1,13	0,64	3,6
10	Верховьев р. Камы	3	40 730	307	177	5,88	182,2	4,47	0,43	2,8
11	Рек Западного склона Урала	4	71 700	352	206	14,69	202,0	2,82	0,47	3,0

Учитывая локальность связей, малый объем выборок и некоторую условность объединения расчетных водосборов, можно сделать следующие выводы.

1. Анализ зависимости коэффициента автокорреляции между смежными членами ряда $r(1)$ от модуля подземного стока (рис. 5.7) показал, что для значительной части рассматриваемой территории (северные и западные районы) отмечается тенденция увеличения первого коэффициента автокорреляции с увеличением

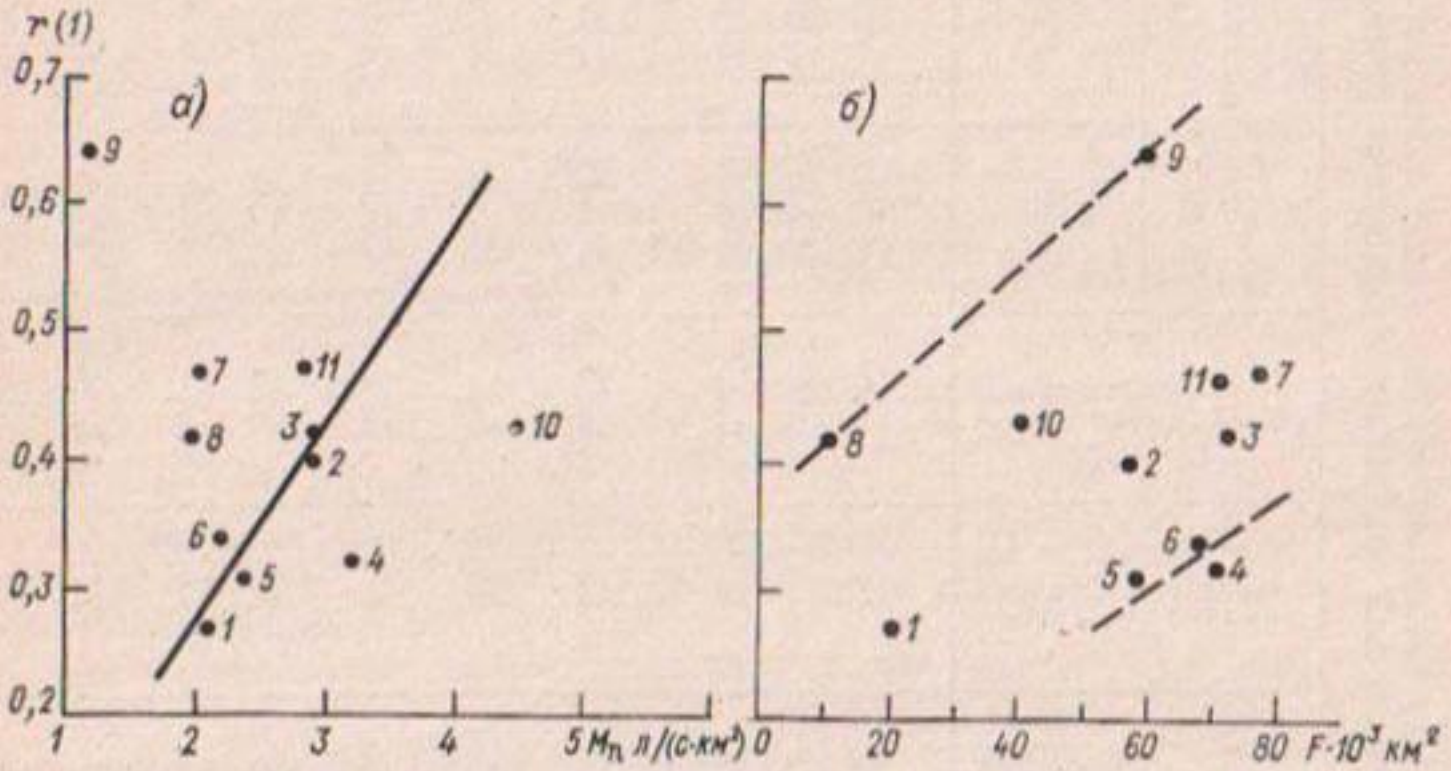


Рис. 5.7. Зависимость коэффициентов корреляции между подземным стоком смежных лет $r(1)$ от модуля подземного стока (*а*) и площади водосбора (*б*).
Цифры у точек — номера районов по табл. 5.16.

модуля подземного стока. Для этих районов характерно достаточное увлажнение, развитие водоносных горизонтов порово-пластовых вод в верхней части гидрогеологического разреза при незначительном участии напорных водоносных горизонтов в общем подземном питании рек. Модуль подземного стока в этих условиях можно рассматривать как показатель аккумулирующей способности водовмещающих пород. Здесь, в диапазоне его изменений 2—3 л/(с·км²) $r(1)$ изменяется от 0,27 до 0,43.

Для Северного Урала и Приуралья (районы 4 и 10 по табл. 5.16) при существенном увеличении модуля подземного стока (до 4,5 л/(с·км²) увеличение коэффициента автокорреляции не произошло, что можно связать с преобладающим развитием здесь водоносных комплексов трещинных и трещинно-пластовых вод, тесно взаимосвязанных с поверхностными водами и отличающихся значительной динамичностью как внутри года, так и в многолетнем разрезе.

Для юго-восточных районов изучаемой территории с уменьше-

нием обводненности отмечается резкое увеличение коррелированности подземного стока. Это может быть связано с общим зональным понижением уровней подземных вод, распространением более глубоких водоносных горизонтов, обычно не первых от поверхности, с замедленными темпами водообмена, которые принимают основное участие в формировании подземного питания рек. Очевидно также, что здесь дополнительно прослеживается наибольшее влияние хозяйственной деятельности на условия формирования подземного стока на водосборе.

Таким образом, модуль подземного стока, отражая общую обводненность территории, тем не менее не характеризует в полной мере аккумулирующую способность водосборов. Указанные зависимости локальны, попытки установления их для больших территорий с различными физико-географическими условиями формирования подземного стока без должного обоснования могут привести к неправомерным выводам.

Возможно, с этим обстоятельством связаны существующие противоречивые суждения о характере зависимости первого коэффициента автокорреляции от модуля стока. Так, Д. Я. Раткович [72] высказал предположение об уменьшении r (1) с увеличением модуля стока, а в работе Б. М. Доброумова [34] установлено увеличение r (1) с увеличением модуля подземного стока по данным для отдельных гидрогеологических районов ЕТС.

2. Использование в качестве показателя аккумулирующей способности водосборов его площади также нельзя признать удачным (см. рис. 5.7), так как эта характеристика не отражает в полной мере перечисленные выше особенности формирования подземного питания рек. Связи коэффициента корреляции между смежными членами ряда с площадью водосбора локальны, с большим разбросом точек, в целом отмечается только тенденция увеличения r (1) с увеличением площади водосбора.

3. Более результативным для анализа причин внутрирядной связанности подземного стока можно считать использование в качестве аргумента глубины эрозионного вреза речных русел ($h_{э.в}$). В настоящей работе этот гидрографический показатель условно определен по разнице между средней высотой водосбора и отметкой дна русла в гидрометрическом створе. Увеличение глубины эрозионного вреза для относительно однородных типов гидрогеологического разреза характеризует участие в формировании подземного питания рек более глубоких, выдержанных на значительных площадях, водоносных горизонтов. На графиках зависимости первого коэффициента автокорреляции от глубины эрозионного вреза (рис. 5.8) выделяются две совокупности точек: для районов Урала и Предуралья (районы 4, 10, 11) с преобладанием водоносных горизонтов трещинных и трещинно-пластовых вод и для остальной территории с преобладанием водоносных горизонтов порово-пластовых вод.

4. В настоящей работе сделана попытка использовать в качестве комплексного показателя аккумулирующей способности водосборов объем дренируемой зоны речного бассейна $V_{э.д}$ в км^3

$$V_{э.д} = Fh_{э.в}, \tag{5.1}$$

где F — площадь водосбора, км^2; $h_{э.в}$ — глубина эрозионного вреза речного русла, м.

Эта морфометрическая характеристика для анализа условий формирования подземного стока предложена А. И. Зеленым [43].

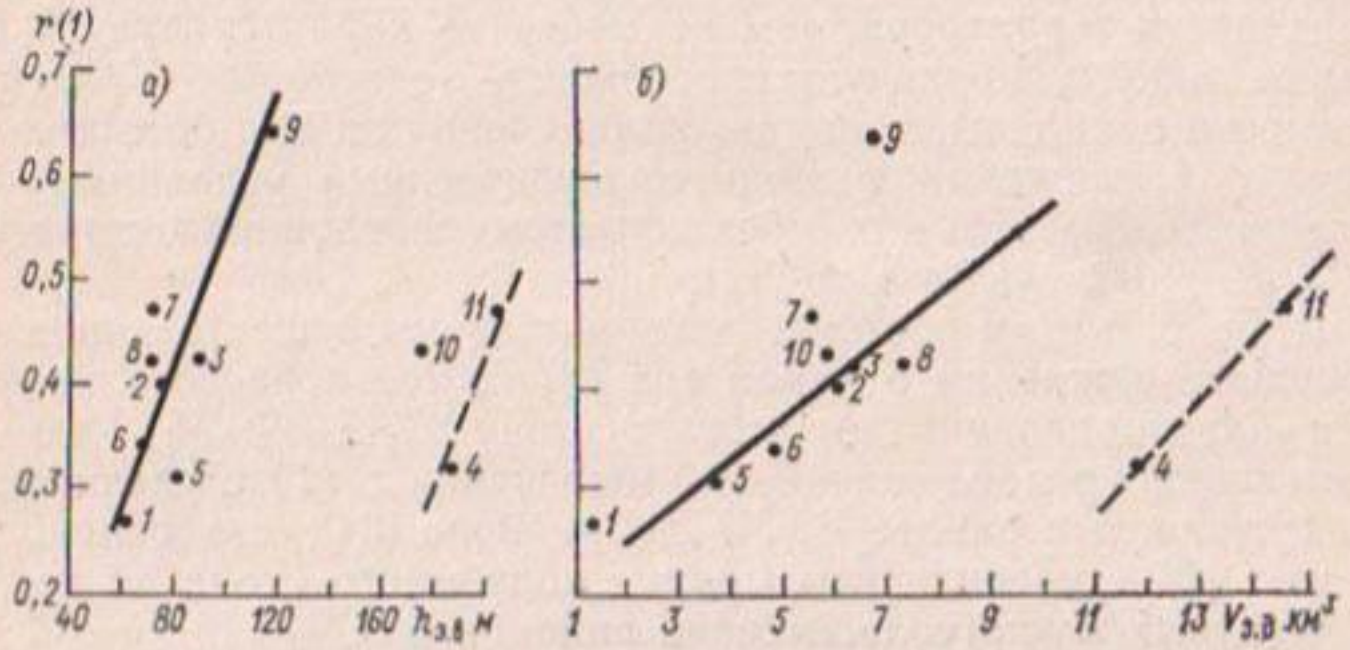


Рис. 5.8. Зависимость коэффициентов корреляции между подземным стоком смежных лет r (1) от глубины эрозионного вреза речного русла (*а*) и объема дренируемой зоны речного бассейна (*б*).
Цифры у точек — номера районов по табл. 5.16.

Аналогично предыдущему случаю на графиках зависимости коэффициента автокорреляции между смежными членами ряда от объема дренируемой зоны речного бассейна (см. рис. 5.8) выделяются две совокупности точек; одна — для горных водосборов, другая — для равнинной части территории. Значения r (1) для южной части (районы 7, 9) отклоняются от общей зависимости, что, как уже отмечалось, может быть связано с появлением дополнительного фактора — нестационарности рядов подземного стока в результате влияния хозяйственной деятельности.

Кроме того, очевидно, что объем дренируемой зоны речного бассейна, так же, как и глубина эрозионного вреза, не является универсальным показателем в силу того, что в южных районах верхняя часть гидрогеологического разреза может быть сдренирована или содержать маловодообильные водоносные горизонты спорадического распространения.

В заключение необходимо еще раз подчеркнуть, что приведенные выше соображения являются сугубо ориентировочными из-за очевидной ограниченности исходной информации и приближенной

оценки отдельных аргументов. Кроме того, при анализе зависимостей коэффициентов корреляции между стоком смежных лет с факторами, его обусловливающими, следует иметь в виду большие случайные погрешности коэффициентов автокорреляции, также связанные с ограниченным объемом исходной информации.

Определенная географическая направленность в распределении рядов подземного стока с различным типом АКФ по изучаемой территории не прослеживается. Учитывая, что значение первого коэффициента корреляции часто определяет и характер затухания функции, логично было бы предположить наличие дальних связей в рядах подземного стока для рек с большими площа-

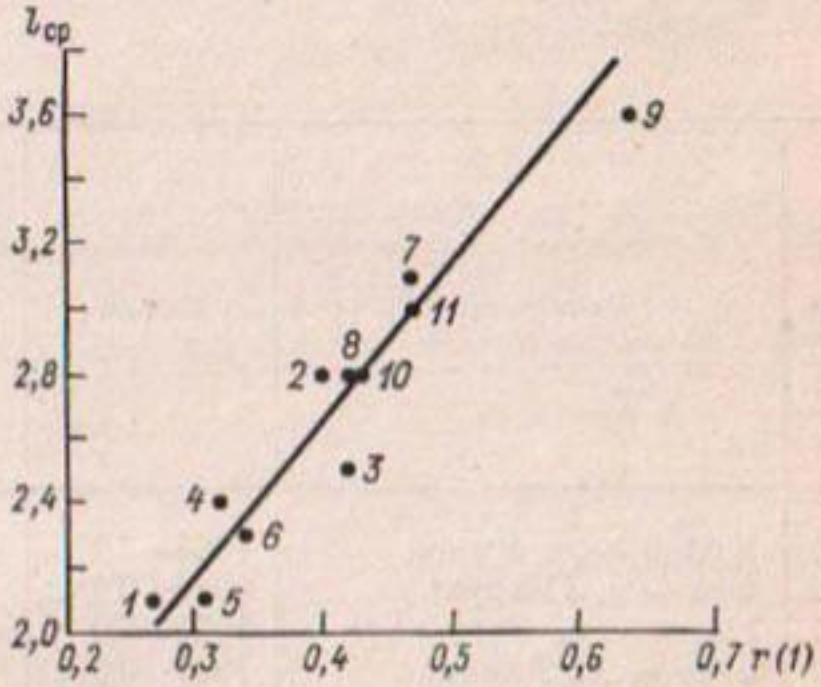


Рис. 5.9. Зависимость средней продолжительности группировок лет различной водности ($l_{ср}$) от коэффициента корреляции между стоком смежных лет $r(1)$ в рядах подземного стока.

Цифры у точек — номера районов по табл. 5.16.

дями водосборов, глубинами эрозионных врезов, приуроченных к южным районам, а также в условиях влияния хозяйственной деятельности. Однако это не находит подтверждения в фактическом материале, так как пункты с различным типом АКФ могут быть расположены на реках с относительно одинаковыми физико-географическими условиями, гидрографическими характеристиками и примерно одним уровнем и типом хозяйственной деятельности.

Значения коэффициентов корреляции $r(\tau)$ и средней продолжительности группировок лет различной водности, являясь характеристиками статистической структуры гидрологических рядов, должны быть связаны между собой. Наиболее четко зависимость этих характеристик проявляется в случае использования величин $r(1)$ и $l_{ср}$, определенных для отдельных районов (см. табл. 5.16, рис. 5.9).

Зависимости средней продолжительности группировок лет повышенной и пониженной относительно медианы водности от модуля подземного стока, площади водосбора, глубины эрозионного вреза русла и объема дренируемой зоны речного бассейна в целом аналогичны соответствующим зависимостям для коэффициентов автокорреляции между стоком смежных лет и в тексте не приводятся.

5.4. АНАЛИЗ СТАЦИОНАРНОСТИ МНОГОЛЕТНИХ КОЛЕБАНИЙ

Под стационарностью (однородностью) гидрологических рядов понимается неизменность во времени основных статистических характеристик распределения (среднего и дисперсии), что свойственно данным, принадлежащим одной генеральной совокупности. Нарушение однородности гидрологического ряда может быть обусловлено естественными, климатическими, причинами и изменениями физико-географических условий формирования подземных вод на водосборе, связанными с хозяйственной деятель-

Сведения о нестационарных

№ по табл. 5.2	Река — пост	Период	Длина полупериодов, лет	Характеристики временных			
				средние расходы Q		стандартное отклонение	
				1	2	1	2
14	Кулой — д. Кулой	1927—79	26	20,3	22,6	3,03	1,68
23	Уса — с. Петрунь	1916—75	23	72,8	49,7	22,8	10,9
24	Ижма — с. Усть-Ухта	1933—75	21	42,5	48,0	8,24	6,03
30	Сясь — д. Яхново	1931—75	22	14,3	16,8	2,67	3,88
38	Днепр — г. Смоленск	1882—1975	43	22,5	30,7	3,57	7,10
		1882—1951	31	22,2	25,4	3,23	4,14
39	Десна — г. Брянск	1895—1977	35	34,3	28,7	4,70	4,69
		1895—1951	22	34,6	32,7	3,16	6,42
47	Ока — г. Белев	1936—79	21	29,8	35,5	5,24	5,27
48	Ока — г. Калуга	1881—1970	45	89,6	103,1	13,8	17,8
		1881—1919	19	87,2	94,5	12,3	13,0
		1920—70	25	92,8	108,6	15,3	18,4
51	Мокша — с. Шевелевский Майдан	1934—75	21	20,5	26,3	4,21	3,64
52	Клязьма — г. Владимир	1922—70	24	26,1	31,5	5,22	6,06
54	Свияга — с. Вырыпаевка	1927—76	23	4,14	4,26	1,28	0,52
55	Кама — с. Волосницкое	1936—75	20	14,3	18,3	3,63	3,17
57	Вишера — д. Митракова	1902—67	33	105,6	90,1	18,7	11,6
58	Колва — д. Петрецова	1928—75	21	10,2	11,4	1,61	1,63
60	Сылва — с. Подкаменное	1936—75	20	60,2	67,2	15,1	6,05
63	Ик — с. Нагайбаково	1934—76	20	14,5	19,7	5,39	3,06
65	Вятка — г. Киров	1878—1975	48	126	101	21,6	23,2
		1878—1929	26	132	125	21,4	24,9
		1930—75	22	101	94,9	22,8	14,6
67	Летка — с. Казань	1933—75	21	4,59	5,36	0,71	0,96
69	Быстрица — с. Шипицино	1925—75	22	7,33	9,00	1,61	1,68

Примечания: 1) «+» или «—» — гипотеза стационарности (случайности) Стьюдента, Фишера, Колмогорова — Смирнова.

ностью, а также прямыми изъятиями подземных вод в результате их эксплуатации.

Стационарность выборок является важной характеристикой статистической структуры временных рядов.

Анализ стационарности рядов годовых величин подземного стока производился статистическими методами с использованием параметрических критериев Стьюдента и Фишера и непараметрического критерия Колмогорова—Смирнова. Гипотеза стационарности рядов подземного стока проверялась с учетом внутрирядной корреляции между смежными членами ряда [82].

Результаты оценки стационарности гидрологических данных по

Таблица 5.17

рядах подземного стока

рядов по 1-му и 2-му полупериодам						Оценка стационарности по полупериодам				Оценка случайности при α-5 % по	
$\frac{Q_2 - Q_1}{Q_1} 100\ \%$	коэффициент вариации		Коэффициент автокорреляции r (1)			средних		дисперсий		числу серий	максим. длине
	1	2	общий	1	2	T	D	F	D		
11	0,15	0,07	0,66	0,68	0,32	+	−	−	+	−	−
−32	0,31	0,22	0,50	0,27	0,37	−	−	−	+	−	−
13	0,19	0,13	0,18	−0,09	0,40	−	+	+	+	+	+
18	0,19	0,23	0,34	0,32	0,12	+	−	+	+	+	+
36	0,16	0,23	0,60	0,41	0,38	−	−	−	+	−	−
14	0,15	0,16	0,50	0,54	0,34	+	−	+	+	−	−
−16	0,14	0,16	0,43	0,28	0,17	−	−	+	+	−	−
−5	0,09	0,20	0,24	0,33	0,20	+	+	−	+	+	+
19	0,18	0,15	0,58	0,37	0,34	+	−	+	+	+	−
15	0,15	0,17	0,57	0,40	0,52	−	−	+	+	−	−
8	0,14	0,14	0,44	0,38	0,29	+	+	+	+	−	+
17	0,16	0,17	0,55	0,41	0,45	+	−	+	+	−	−
28	0,21	0,14	0,33	0,43	−0,16	−	−	+	+	−	−
21	0,20	0,19	0,27	0,13	0,23	−	−	+	+	+	+
3	0,31	0,12	0,75	0,82	0,32	+	+	−	+	−	+
28	0,25	0,17	0,56	0,44	0,33	+	−	+	+	−	+
−15	0,18	0,13	0,48	0,41	0,17	−	−	−	+	−	−
12	0,16	0,14	0,29	0,24	0,19	+	−	+	+	+	+
12	0,25	0,09	0,65	0,71	0,03	+	−	−	+	−	+
36	0,37	0,16	0,72	0,79	0,28	+	−	+	+	−	+
−20	0,17	0,23	0,61	0,30	0,57	−	−	+	+	−	−
−5	0,16	0,20	0,40	0,17	0,56	+	+	+	+	+	+
−6	0,23	0,15	0,46	0,62	−0,04	+	+	+	+	+	+
17	0,15	0,18	0,38	0,46	0,15	+	−	+	+	+	+
23	0,22	0,19	0,60	0,59	0,36	+	−	+	+	−	−

соответственно принимается, отвергается, 2) T, F. D — критерий соответственно

подземному стоку для 70 постов на изучаемой территории показали, что в 19 (27 %) случаях многолетние ряды подземного стока оказались неоднородными по среднему и по дисперсии. Нестационарность только по дисперсии зафиксирована для одного ряда, по среднему — для 13 и для пяти рядов — по среднему и дисперсии (табл. 5.17).

Анализ значений подземного стока за сравниваемые полупериоды показал, что из 18 случаев неоднородности по среднему, в 4 случаях наблюдается уменьшение, в 14 случаях — увеличение стока во второй полупериод.

Как отмечалось, уменьшение подземного притока в реки, помимо естественных причин, в первую очередь вызывается эксплуатацией подземных вод, формирующих в естественных условиях их подземное питание, а также водозаборами речных вод в периоды межени. В двух случаях (Уса — с. Петрунь и Десна — г. Брянск) уменьшение подземного стока во второй полупериод связано со значительной хозяйственной деятельностью на их водосборах: шахтным водоотливом с понижением уровней подземных вод и крупными водозаборами в первом случае и интенсивной эксплуатацией подземных вод с образованием региональной воронки депрессии во втором. В двух других случаях (Вишера — д. Митракова и Вятка — г. Киров) влияние хозяйственной деятельности на уменьшение подземного стока за второй полупериод соответственно на 15 и 20 %, несмотря на наличие сведений о водозаборах речных вод в последние 10—20 лет, не столь очевидно. Это подтверждается также и тем, что анализ данных по р. Вятке — г. Киров отдельно за периоды 1878—1929 и 1930—1975 гг. показал стационарность рядов.

Увеличение подземного притока в реки, помимо естественных причин, может быть вызвано зарегулированностью руслового стока и агролесомелиоративными мероприятиями на водосборе, которые приводят к увеличению меженного стока рек. Для выявления причин увеличения подземного стока во второй расчетный полупериод по сравнению с первым, зафиксированного для 14 постов, дополнительно была привлечена информация по постам со стационарными рядами стока. Анализ 51 стационарного ряда подземного стока показал, что для 22 из них характерно уменьшение стока во второй полупериод до 16—22 %, для 27 — увеличение подземного стока до 17—26 %.

Для установления момента смены тренда водности был использован прием построения графиков изменения нарастающих сумм расходов подземного притока во времени $\Sigma Q = f(t)$ (рис. 5.10, 5.11). Этот прием позволяет достаточно просто качественно установить момент смены тренда при разнице в водности двух сравниваемых полупериодов, как правило, более 15 %. Анализ указанных графиков показал, что для большинства рек в центральной, южной и северо-западной частях изучаемой территории перелом-

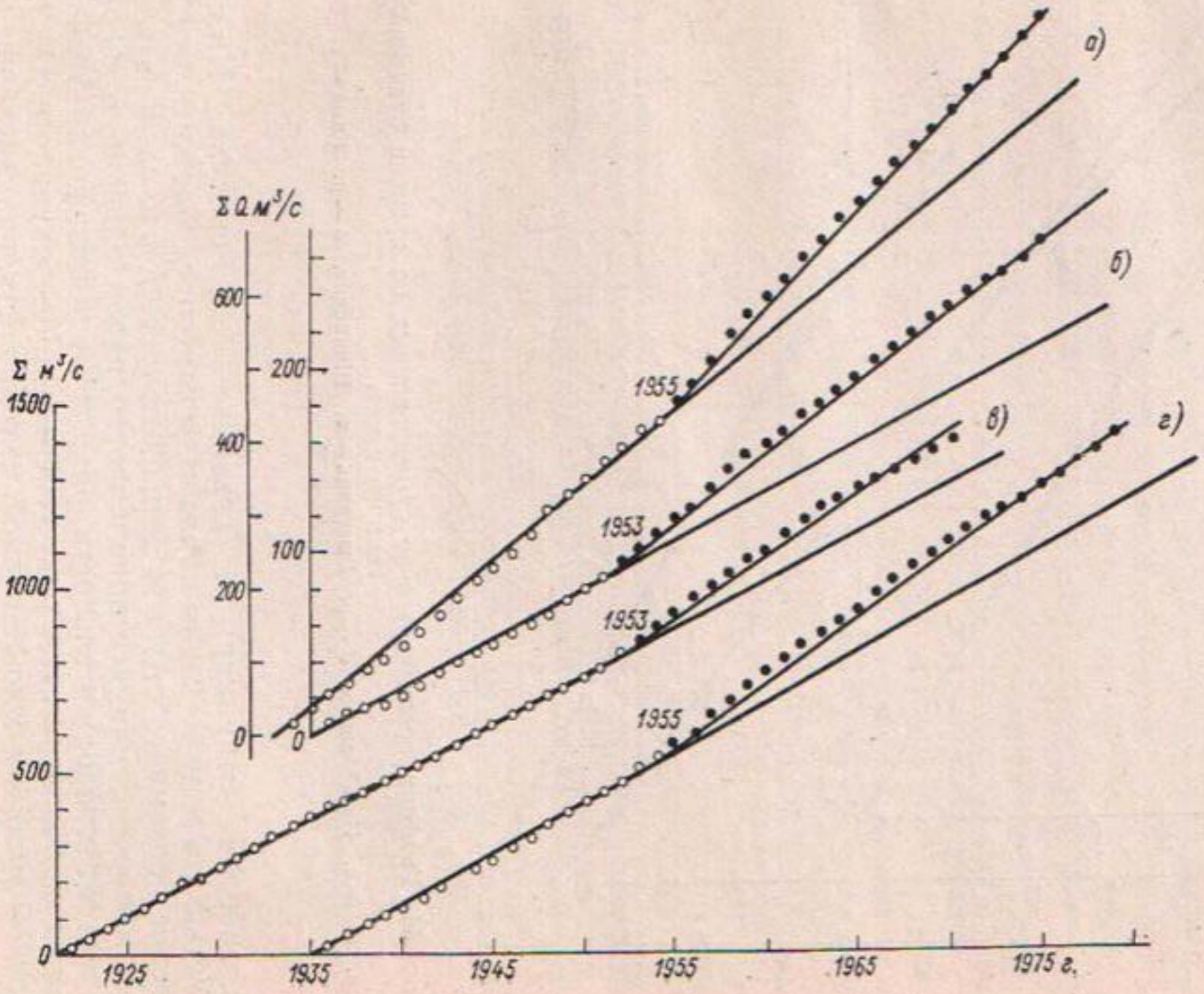


Рис. 5.10. Графики последовательно суммированных по времени значений подземного стока.

а — р. Мокша — с. Шевелевский Майдан, *б* — р. Тихвинка — д. Горелуха, *в* — р. Клязьма — г. Владимир, *г* — р. Ока — г. Белев.

ный период, после которого отмечается повышение водности, приурочен к 1950—1955 гг., а для северо-восточной части территории — к 1962—1965 гг. (табл. 5.18), что, вероятнее всего, связано с климатическими факторами. При этом для ряда постов естественное повышение водности наблюдается даже в случае наличия

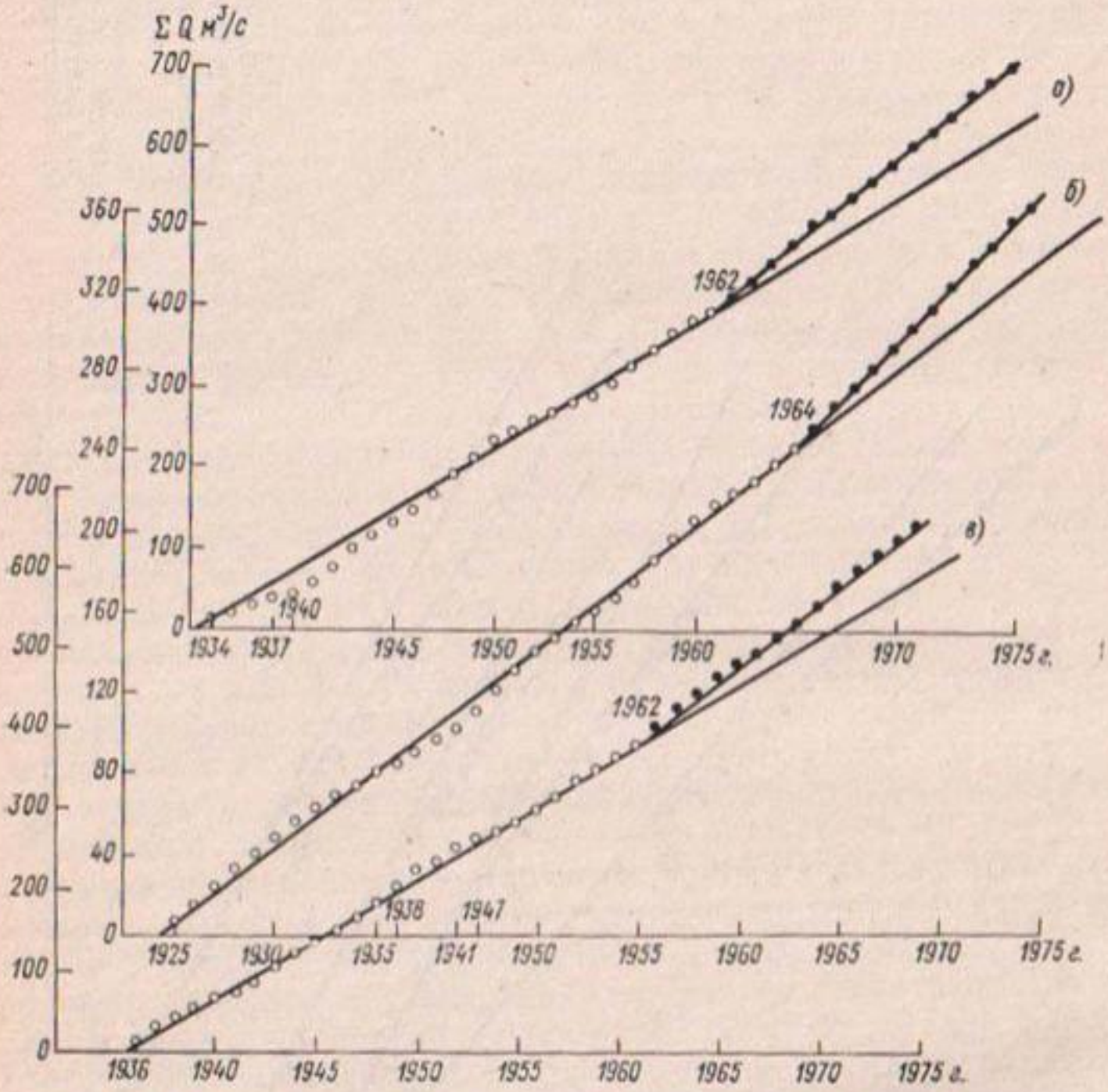


Рис. 5.11. Графики последовательно суммированных по времени значений подземного стока.

а — р. Ик — с. Нагайбаково, *б* — р. Быстрица — с. Шипицино, *в* — р. Кама — с. Волосницкое.

водозаборов (например, р. Тихвинка — д. Горелуха, Ижма — с. Усть-Ухта и др.). Таким образом, можно предположить, что увеличение подземного стока во второй полупериод и, следовательно, стационарность или нестационарность рядов зависят в первую очередь от продолжительности ряда и местоположения этой выборки в хронологическом ряду генеральной совокупности. О существенном влиянии хозяйственной деятельности на изменение под-

Таблица 5.18

Изменение подземного стока за сравниваемые расчетные полупериоды для постов со стационарными (+) и нестационарными (—) временны́ми рядами

Река — пост	Общий период наблюдений	Год смены тренда	Стационарность по среднему	Изменение стока за расчетные полупериоды $\frac{Q_2 - Q_1}{Q_1} 100$ %	Коэффициент автокорреляции r (1)	Примечание
Увеличение стока во второй полупериод						
Сясь — д. Яхново	1931—75	1953	—	18	0,34	
Тихвинка — д. Горелуха	1936—75	1953	+	26	0,54	Водозабор
Днепр — г. Смоленск	1882—1975	1952	—	36	0,60	Сброс с ГРЭС
Ока — г. Белев	1936—76	1955	—	19	0,57	Комплекс в/х мероприятий
Ока — г. Калуга	1881—1970	1950	—	15	0,57	То же
Мокша — с. Шевелевский Майдан	1934—75	1955	—	28	0,33	
Клязьма — г. Владимир	1922—70	1953	—	21	0,27	ГЭС, водозабор, сброс
Ижма — с. Усть-Ухта	1933—75	1963	—	13	0,18	Водозабор $\approx 5{,}23$ м³/с
Векса — рзд. Махрово	1936—75	1965	+	17	0,21	
Кама — с. Волосницкое	1936—75	1962	—	28	0,56	
Колва — д. Петрецова	1928—75	1962	—	12	0,30	
Ик — с. Нагайбаково	1934—76	1963	—	36	0,69	ГЭС, водозабор
Летка — с. Казань	1933—75	1965	—	17	0,38	
Быстрица — с. Шипицино	1925—75	1964	—	23	0,63	ГЭС
Уменьшение стока во второй полупериод						
Шелонь — д. Заполье	1924—75	1938	+	—22	0,54	ГЭС
Сосна — г. Елец	1928—74	1937	+	—16	0,70	ГЭС
Вишера — д. Митракова	1902—67	1937	—	—15	0,48	Водозабор $\approx 4{,}5$ м³/с
Вятка — г. Киров	1878—1975	1930	—	—20	0,61	Водозабор $\approx 8{,}6$ м³/с

земного питания рек можно утверждать, по-видимому, только для постов р. Днепр — г. Смоленск и р. Ик — с. Нагайбаково (увеличение водности во второй полупериод на 36 %).

Для 22 постов (стационарные ряды подземного стока), для которых характерно уменьшение стока во второй полупериод, установить год смены тренда графическим способом удалось только в двух случаях, когда указанные изменения стока составили 16—

22 %. С учетом данных двух нестационарных рядов (см. табл. 5.18) смену тренда можно приурочить к периоду 1930—1938 гг., когда предшествующий многоводный период сменился глубоким маловодьем, охватившим большую часть ЕТС.

Неоднородность гидрологических рядов по дисперсии связана с наличием резко выделяющихся значений характеристик за отдельные годы, что может быть обусловлено сочетанием климатических (метеорологических) условий, приводящих к формированию экстремальных величин, которые не являются представитель-

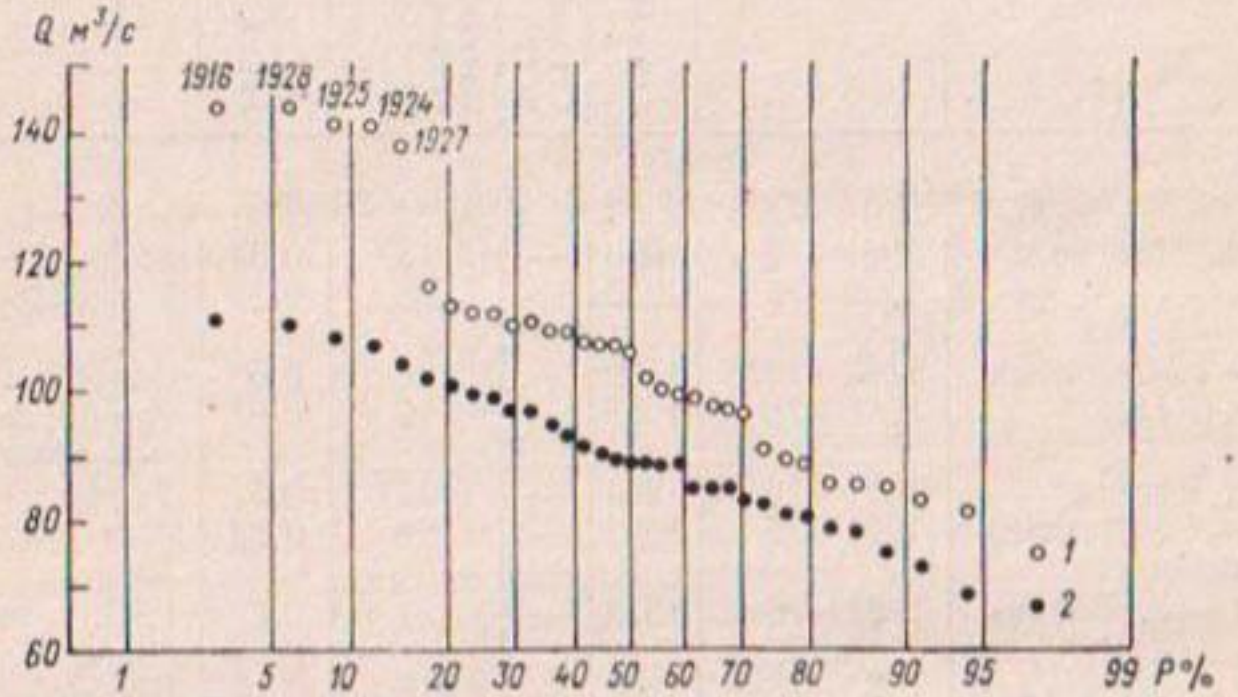


Рис. 5.12. Эмпирические кривые обеспеченности подземного стока за полупериоды наблюдений 1902—1934 (*1*) и 1935—1967 гг. (*2*) для нестационарного по дисперсии и среднему временно́го ряда р. Вишера — д. Митракова.

ными для данной короткой выборки, а также низкой точностью расчета стока за ранние годы наблюдений (см. табл. 5.2). По отношению к рядам подземного стока объяснение нестационарности по дисперсии может быть также связано с неточной схемой расчленения гидрографа в случаях нарушения меженных периодов осадками и оттепелями. Необходимо отметить, что использование критерия Диксона [83] позволило выявить ряд таких случаев и уточнить схему расчленения гидрографа. На основе анализа эмпирических кривых распределения для постов с неоднородными по дисперсии рядами (рис. 5.12) были установлены годы с экстремальными значениями подземного стока (табл. 5.19), которые в целом соответствуют многоводным и маловодным периодам водности для этих районов. Однако, учитывая, что для четырех из пяти постов экстремальные значения приурочены к 1920—1940 гг., когда отмечается наиболее низкая точность подсчета стока, особенно в зимний период, можно считать, что наряду с метеорологическими условиями большое значение в возникновении

Таблица 5.19

Годы с экстремальными значениями подземного стока для постов с нестационарными по дисперсии рядами

Река — пост	C_v		Многоводные годы	Маловодные годы
	1-й полупериод	2-й полупериод		
Кулой — д. Кулой	0,15	0,07		1937—40
Днепр — г. Смоленск	0,16	0,23	1952, 57, 58, 59, 61, 62	
Свияга — д. Вырыпаевка	0,31	0,12	1931, 45—48	1936—41
Вишера — д. Митракова	0,18	0,13	1916, 24, 25, 27, 28	
Сылва — д. Подкаменная	0,25	0,09		1936—40, 45

нестационарности рядов подземного стока по дисперсии имеет точность подсчета стока и определения годовых величин подземного притока в реки, т. е. качество исходной информации.

Таким образом, оценка статистической однородности наиболее продолжительных рядов подземного стока для изучаемой территории показала, что в большинстве случаев (порядка 75 %) они оказались стационарными. Предварительный анализ причин нестационарности отдельных рядов позволяет предположить, что она обусловлена в значительной мере влиянием климатических факторов, вернее, нерепрезентативностью исходных данных из-за сравнительно коротких временны́х рядов и связанной с этим незамкнутости циклов различной водности. Влияние хозяйственной деятельности для анализируемых рядов, за исключением отдельных случаев, имеет подчиненное значение. Очевидно, что это можно объяснить относительно слабым преобразованием водного режима изучаемой территории по сравнению с южными районами страны, а также предварительным отбором для расчетов объектов с минимальным влиянием хозяйственной деятельности.

В целом установление возможных причин, обусловливающих выявленную нестационарность многолетних данных по подземному стоку, требует дальнейших исследований с привлечением результатов анализа данных по осадкам, температуре воздуха и другим климатическим характеристикам.

В связи с тем что эмпирические оценки внутрирядной корреляции между смежными членами ряда по данным индивидуальных временных рядов содержат большие случайные ошибки из-за их относительной непродолжительности и систематические погрешности, проверка гипотезы стационарности дополнительно произведена по данным единого для всех рядов подземного стока значе-

ния r (1), равного 0,52, определенного как средневзвешенное для всей совокупности и исправленного на смещение. Указанная проверка в целом подтвердила полученные ранее выводы, исключение составили два ряда с малыми значениями r (1), которые по критерию Стьюдента перешли в разряд стационарных, и, наоборот, один ряд с r (1) = 0,72, который по критерию Стьюдента оказался нестационарным.

5.5 ЦИКЛИЧЕСКИЕ КОЛЕБАНИЯ ПОДЗЕМНОГО СТОКА

Для выявления закономерностей многолетних колебаний подземного притока в реки в качестве основных приемов использованы анализ группировок лет различной водности и длительности и способ сглаживания с помощью биномиального фильтра.

Основным структурным элементом временно́го ряда любой гидрологической характеристики являются серии, или группировки маловодных и многоводных лет различной длительности и водности [70, 71].

Анализ фактических временны́х рядов позволяет определить начало и окончание фаз повышенной и пониженной относительно какого-либо фиксированного значения водности, вероятность их появления (повторяемость) и длительность. Повторяемость групп лет различной водности выражается в % от общего числа группировок R, длительность — в % от общего числа лет ряда N [7].

Как показывает анализ результатов расчета повторяемости и длительности периодов повышенной и пониженной относительно медианы водности для различных вариантов совокупностей временны́х рядов подземного стока, распределение группировок лет различной водности практически одинаковое, хотя можно проследить слабую тенденцию преобладания числа группировок повышенной водности при их продолжительности менее 4 лет и, наоборот, преобладание групп лет пониженной водности при увеличении их длительности. В целом повторяемость группировок закономерно убывает по мере роста их продолжительности (табл. 5.20).

Наибольшую повторяемость имеют однолетние серии повышенной и пониженной водности, которые присущи практически всем рядам подземного стока. Она составляет 38 %, что несколько меньше, чем повторяемость однолетних группировок в рядах годового речного и минимального зимнего среднего месячного стока. Повторяемость двухлетних группировок примерно в 1,5 раза меньше и составляет 26 %.

В многолетних колебаниях подземного стока группировки повышенной и пониженной водности длиной 10 лет и более отмечены в 24 случаях на реках в пределах всей территории, из них в 17 случаях они наблюдались в нестационарных рядах подземного стока.

Таблица 5.20

Повторяемость и длительность периодов повышенной и пониженной водности для различных вариантов совокупностей временны́х рядов подземного стока

Характеристика совокупности рядов подземного стока	Число постов	Общее число группировок R	Общая продолжительность, N лет	Средняя продолжительность группировок, лет	Количество группировок	Количество группировок длительностью, лет										
						1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10
Общая совокупность	70	651	1656	2,5	Многоводные	247	176	88	55	37	17	10	5	5	3	8
					В % от R	37,9	27,0	13,5	8,5	5,7	2,6	1,5	0,8	0,8	0,5	1,2
					В % от N	14,9	21,3	15,9	13,3	11,2	6,2	4,2	2,4	2,7	1,8	6,1
		646	1726	2,7	Маловодные	246	165	83	48	39	28	16	5	3	3	10
					В % от R	38,1	25,5	12,9	7,4	6,0	4,3	2,5	0,8	0,5	0,5	1,5
					В % от N	14,3	19,1	14,4	11 1	11,3	9,7	6,5	2,3	1,6	1,7	7,9
Стационарные	51	958	2355	2,5	Общее	365	263	130	78	56	33	14	6	6	2	5
					В % от R	38,1	27,5	13,6	8,1	5,9	3,4	1,5	0,6	0,6	0,2	0,5
					В % от N	15,5	22,3	16,6	13,2	11,9	8,4	4,2	2,0	2,3	0,8	2,8
Нестационарные	19	339	1027	3,0	Общее	128	78	41	25	20	12	12	4	2	4	13
					В % от R	37,8	23,0	12,1	7,4	5,9	3,5	3,5	1,2	0,6	1,2	3,8
					В % от N	12,5	15,2	12,0	9,7	9,7	7,0	8,2	3,1	1,8	3,9	16,9

Анализ длительности периодов различной водности показал, что, как правило, наибольшую продолжительность имеют двухлетние группировки — 19—21 % общего числа лет. Длительность трехлетних группировок различной водности в целом соизмерима или немного превышает длительность однолеток. Длительность группировок более 10 лет составляет в среднем 6—8 % от числа лет, изменяясь от 3 до 17 % соответственно для совокупностей стационарных и нестационарных рядов подземного стока.

Одной из важных характеристик распределения группировок маловодных и многоводных лет в ряду годовых величин является их средняя длительность при различных значениях обеспеченности квантиля, относительно которого они определяются.

Средняя продолжительность группировок различной водности относительно квантиля обеспеченностью 50 % для всей совокупности рядов подземного стока составляет 2,61 года. При увеличении обеспеченности, характеризующей водность анализируемого периода, очевидно, средняя продолжительность группировок маловодных лет, представляющих наибольший интерес при изучении подземного стока, будет уменьшаться. Так, по данным 28 стационарных непрерывных рядов подземного стока эта величина уменьшается от 2,6 до 1,1 соответственно при увеличении обеспеченности от 50 до 95 % (табл. 5.21). При этом для периодов водности обеспеченностью 95 % и более характерны в основном однолетки (86,7 %) при незначительном числе двухлетних группировок (13,2 %).

В целом для рядов подземного стока отмечается значительно большая тенденция к формированию длительных группировок различной водности по сравнению с рядами годового речного и мини-

Таблица 5.21

Повторяемость группировок лет пониженной относительно заданного квантиля водности (P %) для стационарных непрерывных рядов подземного стока

Характеристика водности периода (P % водности)	Общее число лет	Продолжительность периода заданной водности, лет	Общее число группировок	Средняя продолжительность группировок, лет	Продолжительность группировок, лет										
					1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	>10
⩾50	1305	652	256	2,6	92	66	41	24	14	10	4	1	1	1	2
⩾75		330	188	1,8	108	41	24	8	6	1					
⩾80		257	160	1,6	105	28	15	9	3						
⩾90		125	81	1,5	54	16	5	6							
⩾95		60	53	1,1	46	7									

мального зимнего среднего месячного стока. Это положение находит подтверждение в меньшей повторяемости однолетних серий повышенной и пониженной водности за счет увеличения повторяемости двухлетних и большей продолжительности группировок.

В наиболее общем случае математическая модель многолетних колебаний подземного стока может быть представлена в виде трех составляющих: тренда, циклов и случайной составляющей. Каждый конкретный временно́й ряд подземного стока может включать как все три, так и одну или две из этих составляющих в зависимости от стационарности и степени внутрирядной связанности. Очевидно, что трендовая составляющая присуща нестационарному процессу и выявить ее можно только по достаточно длительным рядам данных.

Циклические колебания, выражающиеся в последовательном чередовании группировок многоводных и маловодных лет, присущи любому вероятностному процессу. Однако наиболее четко и закономерно они проявляются в рядах, члены которых коррелятивно связаны между собой, когда не оправдывается статистическая гипотеза о случайном порядке чередования группировок лет с повышенной и пониженной водностью.

Для анализа циклических колебаний в рядах подземного стока в настоящей работе использован способ последовательного парного осреднения членов исходного ряда до 10 ступени (биномиальный фильтр со скользящим 11-летним осреднением) [76, 79].

Применение указанного способа математической фильтрации позволяет представить временно́й ряд в виде переменного уровня (динамической средней) и случайных от него отклонений.

Анализ результатов показал (табл. 5.22), что для динамического среднего стационарных рядов подземного стока средняя продолжительность периодов различной водности составляет порядка 7 лет, при этом продолжительность маловодных фаз во всех случаях меньше многоводных (на 3—13 %); средняя продолжительность периодов повышенной и пониженной водности для совокупности стационарных неслучайных рядов составляет 7,7 лет, а для случайных рядов — 7,3.

Для рядов переменного уровня (динамического среднего) наиболее характерны фазы продолжительностью 5 лет (20 % общего числа периодов) и 8 лет (14 %) для совокупности неслучайных выборок. Для совокупности случайных рядов преобладание фаз какой-либо продолжительности выражено не явно, наиболее часто встречаются фазы продолжительностью 2, 3, 6 лет (11 %), 10 лет (8 %), 13 лет (6 %).

Анализ структуры многолетних колебаний подземного стока во времени и пространстве на основе рядов динамических средних позволяет достаточно надежно выявить циклические колебания, освобожденные от случайной составляющей и являющиеся следствием зональных изменений климатических факторов и факторов

Таблица 5.22

Характеристика периодов различной водности в рядах динамических средних подземного стока

Характеристика совокупности рядов подземного стока	Количество рядов	Характеристика периодов	Число периодов R	Общая продолжительность, лет	Средняя продолжительность периодов l лет
Стационарные	51	Многоводный	95	738	7,8
		Маловодный	80	564	7,0
		Всего	175	1302	7,4
Стационарные случайные	36	Многоводный	68	527	7,8
		Маловодный	57	390	6,8
		Всего	125	917	7,3
Стационарные неслучайные	15	Многоводный	27	211	7,8
		Маловодный	23	174	7,6
		Всего	50	385	7,7

подстилающей поверхности. Однако наступление и окончание фаз различной водности, а также их продолжительность в фактических рядах динамических средних на реках в пределах небольших однородных физико-географических районов и даже соседних водосборов в большинстве случаев меняются в широких пределах. В связи с этим оказалось затруднительным выявить закономерности циклических колебаний подземного стока по отдельным объектам, расположенным по широтным и меридиональным профилям, как это принято в ряде работ [34, 76]. Поэтому в качестве основного приема анализа использовано обобщение характеристик водности динамических средних, выраженных в модульных коэффициентах, для объектов со стационарными рядами подземного стока в пределах отдельных районов (табл. 5.23). Модульные коэффициенты для конкретного объекта вычислялись по отношению к среднему динамического ряда, осредненные их значения определялись как среднее арифметическое из значений по всем постам в пределах выделенных физико-географических районов. Экстремальные значения модульных коэффициентов $K_{макс}$ и $K_{мин}$ выбирались из осредненных за отдельные годы значений.

Осредненные по районам многолетние колебания модульных коэффициентов динамических средних представлены на рис. 5.13. Анализ совмещенных хронологических графиков позволяет сделать следующие выводы.

Для многолетних колебаний динамических средних отмечается наличие маловодных и многоводных фаз различной длительности и интенсивности как во времени, так и в пространстве. Для *1* и *2* районов (бассейны рек северных морей) характерна очень незна-

Таблица 5.23

Осредненные характеристики многоводных и маловодных фаз в рядах динамических средних подземного стока по отдельным физико-географическим районам

Район	Число постов	№ поста по табл. 5.2	Многоводная фаза			Маловодная фаза		
			период	продолжительность, лет	модульный коэффициент $K_{макс}$	период	продолжительность, лет	модульный коэффициент $K_{мин}$
1. Бассейны рек Онеги, Сев. Двины, Мезени	17	1—13, 15—18	—1931	—	(1,06)	1932—33	2	0,98
			1934—36	3	1,07	1937—47	11	0,95
			1948—58	11	1,08	1959—61	3	0,98
			1962—64	3	1,02	1965— (76)	—	(0,93)
2. Бассейн р. Печора						—1940	—	(0,95)
			1941—44	4	1,02	1945—48	4	0,95
	7	19—22,25—27	1949—52	4	1,02	1953—56	4	0,99
			1957	1	1,01	1958—61	4	0,97
			1962—66	5	1,07	1967—72	6	0,91
			1973—	—	(1,06)			
3. Бассейны рек Балтийского моря, Верхней Волги, Днепра, Дона	19	28, 29, 31—37, 40—46, 49, 50, 53				—1902	—	(0,96)
			1903—06	4	1,09	1907—15	9	0,93
			1916—18	3	1,05	1919—22	4	0,90
			1923—35	13	1,15	1936—51	16	0,81
			1952—63	12	1,18	1964—(74)	—	(0,85)
4. Бассейны рек Вятки и Камы	8	56, 59, 61, 62, 64, 66, 68, 70				—1941	—	(0,83)
			1942—50	9	1,17	1951—61	11	0,86
			1962— (71)	—	(1,06)			

чительная амплитуда изменений модульных коэффициентов динамических средних от 0,91 до 1,08, что приводит к появлению фаз самой различной продолжительности, часто очень слабо выраженных (продолжительность 1—3 года при $K=0{,}98\div1{,}02$). При продвижении на восток (бассейн р. Печоры) количество коротких, не явно выраженных фаз увеличивается. Для районов *3* и *4* (юж-

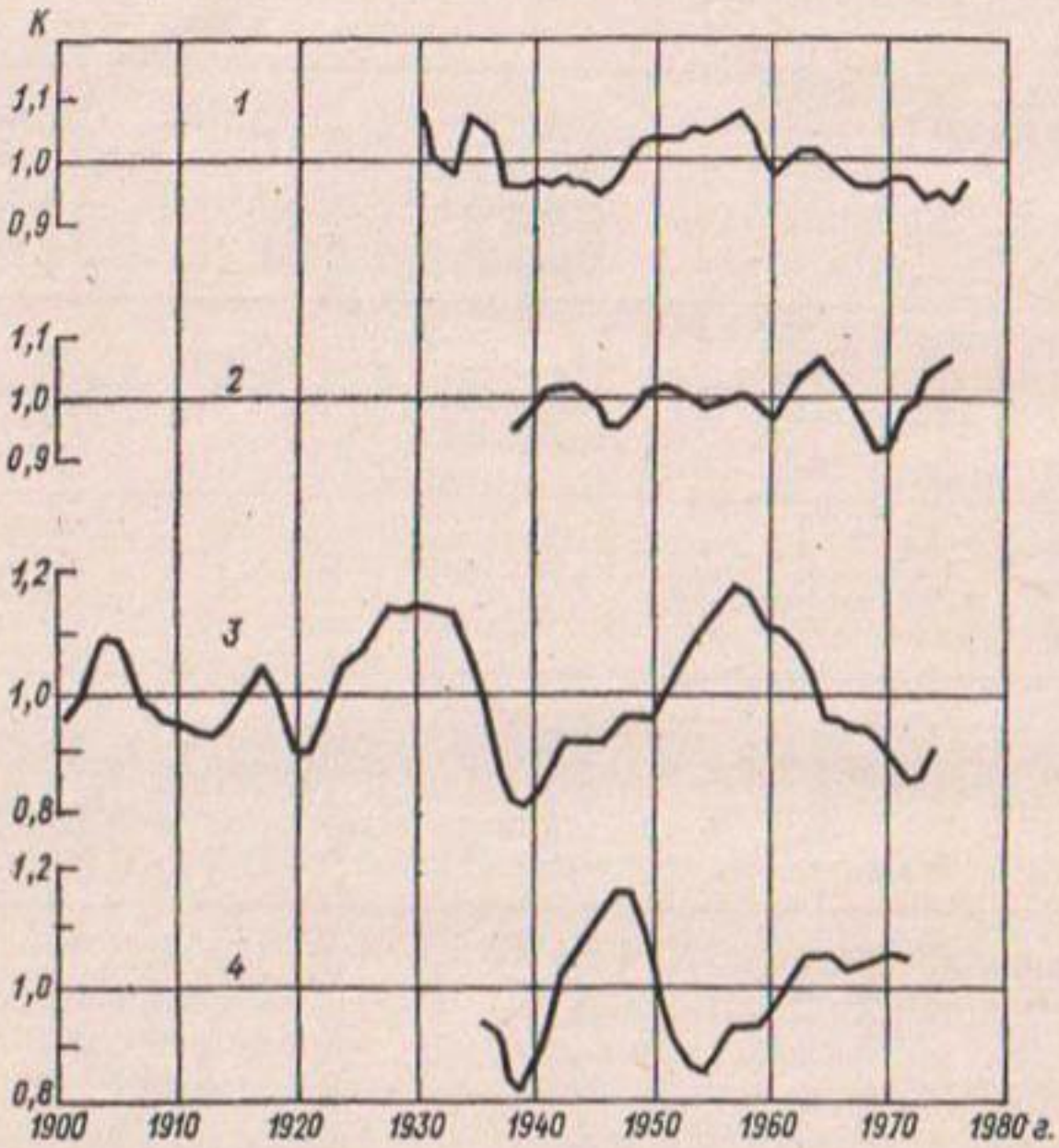


Рис. 5.13. Многолетние колебания динамических средних подземного стока в модульных коэффициентах для отдельных физико-географических районов.
1—4 — номера районов по табл. 5.23.

ная часть изучаемой территории) амплитуда изменений модульных коэффициентов увеличивается и составляет от 0,81 до 1,18, фазы различной водности четко выражены, их продолжительность изменяется от 3 до 16 лет.

В целом в западной части территории (районы *1* и *3*) достаточно четко прослеживаются два многоводных и два маловодных периода. Это многоводный период 1924—1935 гг. с максимальными модульными коэффициентами от 1,07 на севере до 1,15 на юге и 1948 (52) — 1963 (64) гг. с модульными коэффициентами 1,08—1,18. Маловодные периоды приурочены к 1937—1947 (51) и

к 1965—(1976) гг. с минимальными модульными коэффициентами соответственно 0,95—0,81 и 0,93—0,85.

В восточной части территории пространственные закономерности многолетних колебаний подземного стока прослеживаются слабо, в первую очередь из-за невыраженности фаз водности на севере, в бассейне р. Печоры (район *2*); по характеру многолетних колебаний подземного стока этот район имеет много общего с районом *1*, что объясняется преобладанием северного влагопереноса.

Для района *4* (бассейны рек Вятки и Камы) периоды различной водности выражены четко; формируясь в результате совместного влияния западного и северного влагопереноса, они по своей временной характеристике и показателям водности отличаются от остальной территории. Так, многоводному периоду 1942—1950 гг. ($K_{макс}=1{,}17$) и маловодному периоду 1951—1961 гг. ($K_{мин}=0{,}86$) в других районах соответствуют противоположные по водности фазы.

5.6. ОЦЕНКА ПАРАМЕТРОВ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ

Многолетние значения подземного притока в реки, которые можно рассматривать в качестве показателей его естественной изменчивости, так же как и для других характеристик речного стока, определяются на основе применения аналитических функций распределения ежегодных вероятностей превышения.

Для сглаживания и экстраполяции эмпирических кривых обеспеченности подземного стока применялось трехпараметрическое гамма-распределение как универсальное при любом соотношении C_s/C_v. Для оценки статистических параметров аналитических кривых распределения $C_{vп}$ и $C_{sп}$ по имеющимся данным о подземном стоке использовался метод моментов [67].

По данным 70 рядов подземного стока в пределах изучаемой территории смещенные оценки коэффициентов вариации $C_{vп}$ изменяются от 0,10 до 0,40; при этом в 40 случаях (57 %) $C_{vп}\leqslant 0{,}20$, в 66 случаях (94 %) $C_{vп}\leqslant 0{,}30$. Значения относительных средних квадратических погрешностей определения $C_{vп}$ методом моментов ($\varepsilon_{C_{vп}}$) непосредственно по имеющимся временны́м рядам подземного стока продолжительностью n лет по формуле (5.2) не превышают 12 % при наиболее жестких условиях ($C_{vп}=0{,}40$, $n=40$ лет)

$$\varepsilon_{C_{vп}}=\sqrt{\frac{1+C_{vп}^2}{2n}}\,100\%\cdot \qquad (5.2)$$

Поправка на смещенность при $r\,(1)=0{,}5$ и $n=40$ не превышает 2—4 % от $C_{vп}$.

Таблица 5.24

Значения коэффициентов вариации и асимметрии для отдельных рядов подземного стока

№ по табл. 5.2	Река — пост	Коэффициент межрядной корреляции ρ	$C_{vп}$	$C_{sп}$	Соотношение $C_{sп}/C_{vп}$		Коэффициент автокорреляции r (1)
					факт.	подбор	
8	Вычегда — г. Сыктывкар	0,70	0,14	0,17	1,5	0	0,54
7	Вычегда — с. Малая Кужба	0,57	0,15	0,04	0,3	0	0,37
12	Пинега — д. Кулогоры	0,69	0,15	0,35	2,3	2	0,41
10	Устья — с. Шангалы		0,19	0,15	0,8	0	0,30
16	Мезень — д. Малописогорская	0,63	0,17	0,93	5,5	6	0,51
26	Цильма — с. Трусово	0,69	0,18	0,26	1,4	0	0,34
18	Пеза — д. Игумново		0,18	0,10	0,6	0	0,38
30	Сясь — д. Яхново	0,86	0,25	—0,10	—0,4	0	0,34
31	Тихвинка — д. Горелуха	0,54	0,23	0,47	2,0	2	0,57
37	Зап. Двина — г. Витебск		0,25	0,66	2,6	2	0,39
41	Молога — с. Спас-Забережье	0,65	0,30	0,73	2,4	2,5	0,45
46	Унжа — г. Макарьев		0,22	0,72	3,3	4,0	0,65

Значения коэффициентов асимметрии $C_{sп}$ без поправки на смещенность изменяются от —0,51 до 1,43 при соотношении C_s/C_v от —4,0 до 6,1. Надежность оценок $C_{sп}$, полученных по выборкам в среднем 40—50 членов, очень не велика. Поэтому обычно значения $C_{sп}$ определяют путем подбора исходя из лучшего совпадения теоретических и эмпирических кривых обеспеченности при различных соотношениях C_s/C_v.

Анализ полученных методом подбора соотношений $C_{sп}/C_{vп}$ для 20 рядов подземного стока различной продолжительности указывает на их большой диапазон — от 0 до 6. При этом крайние значения могут наблюдаться на объектах с достаточно высокой межрядной корреляцией (табл. 5.24).

В связи с этим представляют интерес результаты совместных исследований лаборатории подземного стока ГГИ и кафедры гидропрогнозов ЛГМИ (1982 г.) по определению статистических параметров кривых распределения подземного стока. В качестве исходной информации использованы данные по подземному питанию 68 рек на территории Нечерноземной зоны РСФСР, полученные

методом генетического расчленения гидрографов рек. Продолжительность исходных рядов подземного стока изменялась от 17 до 47 лет, при этом только для пяти рядов продолжительность составила 40 лет и более. Определение $C_{sп}$ было произведено на основании подбора соотношений $C_{sп}$ и $C_{vп}$ для теоретической кривой обеспеченности Пирсона III типа исходя из условия минимального расхождения эмпирической и теоретической кривых обеспеченности в области малых значений подземного стока (при $P \geqslant \geqslant 80$ %). Для оценки совпадения эмпирической и теоретических кривых обеспеченности использовался критерий согласия $n\omega^2$ [79]:

$$n\omega^2 = \frac{1}{12n} + \sum_{i=1}^{n} (P_i - P_i^*)^2, \qquad (5.3)$$

где P_i и P_i^* — соответственно теоретические и эмпирические обеспеченные значения подземного стока.

По данным указанных исследований оптимальные соотношения $C_{sп}/C_{vп}$ составили: $C_{sп}=0$ в 30,9 % случаев, $C_{sп}/C_{vп} \leqslant 0{,}5$ в 64,7 %, $C_{sп}/C_{vп} \leqslant 2{,}0$ в 76,5 % случаев.

Для получения более объективного представления о параметрах распределения временных рядов подземного стока был использован метод объединения в один статистический ряд данных по нескольким постам в однородном физико-географическом районе. Прием объединения в один ряд приводит к существенному увеличению объема информации и, следовательно, к увеличению точности и надежности определения параметров распределения, относительные средние квадратические погрешности которых в этом случае уменьшаются в несколько раз даже в сравнении с самыми длинными рядами; для коротких рядов это уточнение еще более значительно.

По характеру общих физико-географических и климатических условий в пределах изучаемой территории для указанных целей были выделены четыре района (табл. 5.25): 1) бассейны рек Северных морей (номера постов по табл. 5.2 1, 4, 6—8, 10,12, 14, 16—27), 2) бассейны рек Балтийского моря (№ 29—37), 3) бассейны Верхней Волги, Днепра и Дона (№ 38—42, 44—52), 4) бассейны рек Вятки и Камы (№ 53—61, 63—70).

В соответствии с методикой Г. А. Алексеева [2] объединение годового подземного стока по отдельным объектам в одну совокупность предполагало следующие этапы:

1. Проверка статистической однородности материала, намечаемого к объединению в один статистический ряд.

1.1. Проверка отсутствия существенного различия между экстремальными и остальными членами ряда, т. е. проверка предположения, что все члены выборки принадлежат одной генеральной совокупности.

Таблица 5.25

Оценка параметров объединенных кривых распределения подземного стока по отдельным районам

Параметры объединенной кривой распределения	Район			
	1	2	3	4
Число объединяемых рядов	18	8	14	17
Общее число эмпирических точек, n	844	393	763	814
Средняя продолжительность ряда $\overline{N}$	46,9	49,1	54,5	47,9
Средний коэффициент корреляции между смежными членами ряда $\bar{r}$ (1)	0,42	0,38	—	—
Средний коэффициент корреляции между объединенными рядами $\bar{\rho}$	0,22	0,70	0,37	0,42
Коэффициент вариации C_v	0,16	0,25	0,21	0,22
Относительная средняя квадратическая погрешность C_v (ε_{C_v}%)	0,1	0,2	2,6	2,5
Коэффициент асимметрии C_s	0,27	0,60	0,61	0,30
Относительная средняя квадратическая погрешность C_s (ε_{C_s}%)	9,1	14,6	10,0	9,8
Соотношение C_s/C_v (расчетное)	1,64	2,42	2,92	1,39
Соотношение C_s/C_v (подбором)	1,5	2,5	3,0	1,0

Выявление нерепрезентативных членов в индивидуальных рядах подземного стока производилось с помощью непараметрического критерия Диксона [83] при уровне значимости 5 %. Из всех исследованных выборок только три ряда содержали по одному нерепрезентативному члену, при этом значимо отклонялись только наивысшие члены ряда (р. Паша — с. Часовенское, 1958 г., р. Ветлуга — пгт Ветлужский, 1953 г., Уфа — г. Красноуфимск, 1946 г.).

1.2. Проверка статистической однородности совокупности эмпирических распределений подземного стока осуществлялась путем сравнения их с объединенной кривой исходя из соответствия общности типа функции распределения и равенства всех его моментов с помощью непараметрического критерия Колмогорова при 5 %-ном уровне значимости [79]. Объединенный анализ производится для модульных коэффициентов, что привело к исключению неоднородности по средним значениям.

Указанный анализ имеющейся информации (при этом без предварительного исключения нестационарных рядов) показал ее высокую статистическую однородность. Из общей совокупности по критерию согласия Колмогорова были исключены три эмпирических распределения, отклонения которых от объединенной кривой оказались значительными при принятом уровне значимости в 5 %. Это два поста в первом районе (р. Волошка — д. Тороповская, р. Уса — с. Петрунь) и один пост во втором районе (р. Шелонь — с. Заполье).

2. На основании статистически однородного материала были построены объединенные кривые распределения для каждого из выделенных четырех районов путем группирования всех однородных эмпирических данных в один ранжированный ряд. Оценка параметров объединенной кривой распределения ($C_{v\text{п}}$, $C_{s\text{п}}$) производилась методом моментов с учетом объема независимой информации [2].

Расчет объема независимой информации $N_{\text{нз}}$, содержащейся в объединенном ряду из l корреляционно связанных временны́х рядов, производился по интерполяционной формуле

$$N_{\text{нз}} = N_1 + N_2(1-R_2) + N_3(1-R_3) + \ldots + N_l(1-R_l), \qquad (5.4)$$

где N_1, N_2, ..., N_l — число лет наблюдений в каждом из l постов, расположенных так, чтобы $N_1 \geqslant N_2 \geqslant \ldots N_l$; R_1, R_2, ..., R_l — полный коэффициент корреляции между временны́ми рядами нормализованных значений.

Относительные средние квадратические погрешности коэффициентов вариации вычислялись с учетом внутрирядной корреляции по формуле Алексеева [3]

$$\varepsilon C_{v\text{п}} = \sqrt{C_{v\text{п}}^2 \Big/ \left[n\frac{1-r(1)}{1+r(1)}\right] + \left(1+\frac{3}{4}C_{s\text{п}}^2\right) \Big/ \left[2n\frac{1-r(1)^2}{1+r(1)^2}\right] - C_{s\text{п}}C_{v\text{п}}/n} \times$$
$$\times 100\,\%, \qquad (5.5)$$

где n — общее число членов ряда; r (1) — коэффициент корреляции между смежными членами ряда.

Относительные средние квадратические погрешности коэффициента асимметрии определялись по формуле

$$\varepsilon_{C_{s\text{п}}} = \sqrt{\frac{6}{n}\left(1+6C_{v\text{п}}^2+5C_{v\text{п}}^4\right)} \cdot 100\,\%\,. \qquad (5.6)$$

Результаты расчетов представлены в табл. 5.25. Полученные эмпирические объединенные кривые распределения неплохо аппроксимируются теоретическими кривыми распределения Крицкого и Менкеля (трехпараметрическое гамма-распределение) при соответствующих соотношениях C_s/C_v. Величины соотношения C_s/C_v, полученные подбором с учетом значений, определенных методом моментов по всей совокупности эмпирических точек, изменяются от 1 до 3. Однако средние и нижние части кривых распределения при $P \geqslant 20\,\%$ для 1, 2 и 4 районов неплохо аппроксимируются нормальным распределением ($C_s = 0$) и только в районе 3 соотношение C_s/C_v равно двум.

Представило интерес сопоставить полученные для отдельных районов оценки параметров объединенных кривых распределения

Таблица 5.26

Оценка параметров кривых распределения подземного стока для отдельных постов

	Район							
	1		2		3		4	
	Пинега — д. Кулогоры	Мезень — д. Малонисогорская	Зап. Двина — г. Витебск	Лопать — г. Холм	Унжа — г. Макарьев	Ока — г. Калуга	Вятка — г. Киров	Вишера — д. Митракова
Коэффициент корреляции между смежными членами r (1)	0,41	0,51	0,39	0,27	0,65	0,57	0,61	0,48
Коэффициент вариации C_v	0,15	0,17	0,25	0,32	0,22	0,18	0,23	0,18
Относительная средняя квадратическая погрешность ε_{C_v} %	11,6	16,9	9,6	17,2	16,2	11,3	12,0	15,2
Коэффициент асимметрии C_s	0,35	0,93	0,66	1,01	0,72	0,39	0,50	0,89
Относительная средняя квадратическая погрешность ε_{C_s} %	33,2	34,9	29,9	43,9	31,2	28,3	28,6	33,0
Соотношение C_s/C_v (расчетное)	2,3	5,5	2,6	3,2	3,3	2,2	2,2	4,9
Соотношение C_s/C_v (подбором)	2,0	6,0	2,0	2,0	4,0	2,0	4,0	3,0

с аналогичными данными, полученными по отдельным наиболее продолжительным рядам подземного стока (табл. 5.26). Очевидно, что большой диапазон изменения соотношений C_s/C_v по фактическим рядам еще раз подтверждает положение о необходимости группового анализа при определении расчетных значений указанного соотношения [67].

ВЫВОДЫ

Результаты изучения многолетних колебаний подземного питания рек на примере северной части ЕТС позволили получить выводы о некоторых закономерностях его пространственно-временно́й изменчивости и статистической структуре временны́х рядов, которые имеют значение для развития последующих исследований и решения ряда инженерно-гидрологических и водохозяйственных задач.

1. Анализ корреляционной связанности рядов годовых значений подземного питания рек, полученных методом расчленения гидрографов, показал, что первый коэффициент автокорреляции во всех случаях оказался положительным и изменяется в широком диапазоне — от 0,01 до 0,82. Установлено, что автокорреляционные функции подземного стока в большинстве случаев (77 %) соответствуют модели простой цепи Маркова. Выявлена тенденция зависимости коэффициентов автокорреляции от глубины эрозионного вреза русла и объема дренируемой зоны речного бассейна. Для 23 % общего числа случаев автокорреляционная функция отличается от модели простой цепи Маркова, что в основном связано с нестационарностью подземного притока в реки, обусловленной влиянием хозяйственной деятельности и рядом других причин.

2. Для временны́х рядов подземного питания рек характерна значительно большая тенденция к формированию группировок лет повышенной и пониженной водности по сравнению с рядами годового и минимального среднего месячного речного стока. Это находит отражение в меньшей повторяемости серий из одного года при существенном увеличении повторяемости более длительных группировок. Средняя продолжительность группировок лет различной водности составляет 2,61 года. Наибольшую повторяемость относительно медианы имеют серии из одного года — 38 % общего числа группировок, существенную повторяемость (4—8 %) имеют маловодные группировки продолжительностью 8—10 лет. Установлены зависимости средней продолжительности группировок лет различной водности от коэффициента корреляции между стоком смежных лет, глубины эрозионного вреза речных русел и объема дренируемой зоны речного водосбора.

3. Для выявления закономерностей пространственно-временно́й изменчивости подземного стока в пределах исследуемой территории использован анализ рядов динамических средних, рассчитан-

ных способом сглаживания с помощью биномиального фильтра со скользящим 11-летним осреднением.

Использование приема группового анализа при обобщении динамических средних, выраженных в модульных коэффициентах, в пределах однородных физико-географических районов обеспечило получение количественных характеристик многоводных и маловодных фаз водности, а также обоснованных выводов о пространственных закономерностях многолетних колебаний подземного стока.

6. УРОВЕННЫЙ РЕЖИМ ОЗЕР

6.1. ХАРАКТЕРИСТИКА ИСХОДНЫХ ДАННЫХ

В СССР насчитывается около 2,9 млн. озер, в которых заключено более 28 000 км^3 воды (без Каспия), что значительно превышает запасы воды в русловой сети всех рек страны. Более 95 % воды озер сосредоточено в больших и средних водоемах, которые, за небольшим исключением, концентрируются в нескольких озерных районах. Такой повышенной озерностью характеризуются Карелия и Северо-Запад ЕТС,низовья рек Оби, Енисея, Индигирки, Колымы, Амура, а также степные и лесостепные области страны, в первую очередь Казахстана и Западной Сибири. В этих районах расположены почти все крупнейшие озера Ладожское, Чудское, Каспийское, Аральское, Балхаш, Таймыр и др. Названные районы имеют различные природные условия, которые оказывают существенное влияние на гидрологический режим озер. Так, в Карелии на Северо-Западе ЕТС и в других районах зоны избыточного увлажнения большинство озер представляет собой проточные водоемы с разной степенью внешнего водообмена. Озера Казахстана, Западной Сибири, других районов зоны недостаточного увлажнения, как правило, стока не имеют и внешний водообмен в них осуществляется через испарение. Встречаются также периодически сточные озера. При этом интенсивность водообмена изменяется от нескольких десятков раз в год до одного раза в несколько сот лет.

Существенно различаются и котловины озер, формы которых зависят от происхождения и последующей эволюции. Самую большую котловину имеет Каспийское море, запасы вод в котором составляют 78 000 км^3, озеро Байкал — 23 000 км^3. Каспийское море имеет и самую большую площадь зеркала 394 000 км^2, Аральское море — 64 000 км^2, Ладожское озеро — 18 500 км^2. Всего в СССР озер с площадью зеркала более 1000 км^2 — 26, от 100 до 1000 км^2 — 159, от 50—100 км^2 — 234, от 10—50 — 2124. Остальные озера имеют площадь зеркала менее 10 км^2.

Изученность озер недостаточна, гидрологические посты по территории расположены крайне неравномерно. Наибольшее их количество сосредоточено на озерах Карелии, Северо-Запада ЕТС, меньше — в Казахстане и на юге Западной Сибири. Практически неизученными остаются озера низовьев рек Оби, Колымы, Амура. Периоды наблюдений, как правило, непродолжительные. Более 40 лет ведутся наблюдения лишь на 70 озерах, большинство которых относится к категории средних и больших. Следовательно, огромное число малых озер также остается практически неизученным.

Для исследования уровенного режима отобраны озера, имеющие периоды непрерывных наблюдений за уровнями не менее 40 лет. Эти ряды были подвергнуты тщательному анализу, по литературным данным выявлены годы начала активной хозяйственной деятельности на озерах и водосборах, приведшие к заметному нарушению уровенного режима. Чаще всего эти нарушения вызваны изменением уровня равновесия при строительстве подпорных плотин на вытекающих реках (Байкал, 1958 г., Онежское, 1958 г., Зайсан, 1960 г. и др.), при понижении порога слива (Севан 1937 г.), при искусственном уменьшении стока впадающих в озеро рек (Аральское море, 1960 г.). При этом исключены из дальнейшего рассмотрения 12 озер, на которых однородные отрезки ряда оказались менее 40 лет (Топозеро, Выгозеро и т. п.).

Одновременно для подтверждения выявленных закономерностей были привлечены данные о зарубежных водоемах, в основном соседних стран (Швеции, Финляндии, Польши и некоторых других). Всего, таким образом, исследовано 80 рядов среднегодовых уровней озер. Из них 17 имеют продолжительность более 100 лет (в том числе 9 зарубежных), 15 озер — от 70 до 100 лет, 48 озер — от 40 до 70 лет. Размеры исследуемых озер характеризуются широким диапазоном площадей. Самый большой водоем — Каспийское море, самое маленькое озеро — Вялец с площадью зеркала 0,6 км². Около 70 % исследуемых озер — проточные.

6.2. ОЦЕНКА СЛУЧАЙНОСТИ МНОГОЛЕТНИХ КОЛЕБАНИЙ

Учитывая, что рядам уровня озер свойственна чаще всего высокая коррелированность между смежными членами, можно заранее говорить о их неслучайности, о наличии каких-то тенденций, обусловленных постоянно действующими физическими причинами. Оценка степени «неслучайности» проведена с помощью широко применяемых в гидрологии критериев длин и числа серий. При этом расчеты параметров серий при 5 %-ном уровне значимости выполнены относительно медиан рассматриваемых последовательностей и случайных рядов, длина которых соответственно принята равной фактическим. Анализ полученных результатов показал, что общее число серий i в фактических рядах, как правило, меньше, чем в случайных i'. Однако отмечена группа высокопроточных озер, для которых $i/i' \approx 1{,}0$ (Умбозеро, Пулозеро, Ругозеро и др.). Уменьшение этого отношения зависит от возрастания инерционности колебаний уровня и для Каспийского моря снижается до 0,14. Максимальная длина серий в фактических рядах $i_{макс}$ всегда больше, чем в случайных $i'_{макс}$, однако и в этом случае на сильно проточных водоемах отношение $i_{макс}/i'_{макс} \approx 1{,}0$, а на Каспийском море 4,8. Следовательно, среди рядов уровня озер есть совокупности весьма близкие как к случайным, так и к существенно закономерным. Наиболее близки к случайным ряды уровня сильно

проточных озер зоны избыточного увлажнения. Уменьшение водообмена, во многом зависящего от засушливости климата, приводит к сглаживанию рядов, и более четко проявляется тенденция к группированию элементов, составляющих рассматриваемые совокупности, к формированию циклических колебаний, выходящих за пределы чисто случайного происхождения.

6.3. ФОРМИРОВАНИЕ КОЛЕБАНИЙ УРОВНЯ ОЗЕР

Колебания уровня водоемов обусловлены периодическим нарушением равновесия между приходной и расходной частью их водного баланса, связанным с изменчивостью климатических условий. Однако различные озера по-разному реагируют на эти изменения. Так, водоемы, расположенные в одном и том же климатическом районе, часто довольно существенно различаются многими компонентами уровенного режима: различными периодами циклических колебаний, неодинаковым их размахом, а также темпом возрастания или убывания наполнений, т. е. разным озерам свойственна неодинаковая структура временны́х рядов (рис. 6.1). Это объясняется дополнительным влиянием индивидуальных особенностей водоемов, которые отражают зависимость между наполнением и количеством теряемой воды, т. е. характеризуют инерционность колебаний уровня.

При поступлении воды в бессточный водоем уровень его повышается, одновременно увеличивается испаряющая поверхность, что приводит к возрастанию потерь. Эти потери тем больше, чем положе береговые откосы. При понижении уровня наблюдается противоположное явление. Для проточных озер потери увеличиваются (уменьшаются) в основном за счет относительных размеров и форм сечения русел вытекающих рек. Такой амортизационный процесс регулирует размах колебаний уровней и обусловливает их изменение относительно некоторого среднего положения — уровня равновесия.

Заметную роль в формировании уровенного режима озера играет также его внешний водообмен, определяющий относительное поступление воды в водоем и время ее аккумуляции. Эту характеристику можно представить в виде коэффициента условного внешнего водообмена по притоку

$$K_в = W_{пр}/W_0 = RF_б/W_0, \qquad (6.1)$$

где $W_{пр}$ — средний годовой объем притока воды в озеро; W_0 — объем воды в озере; $F_б$ — площадь бассейна озера; R — слой стока с бассейна.

Величины $F_б$, W_0 вместе с упомянутыми выше морфометрическими характеристиками отражают индивидуальные особенности водоема, а R косвенно указывает на его местоположение, характеризуя степень увлажнения бассейна. Совокупное действие этих

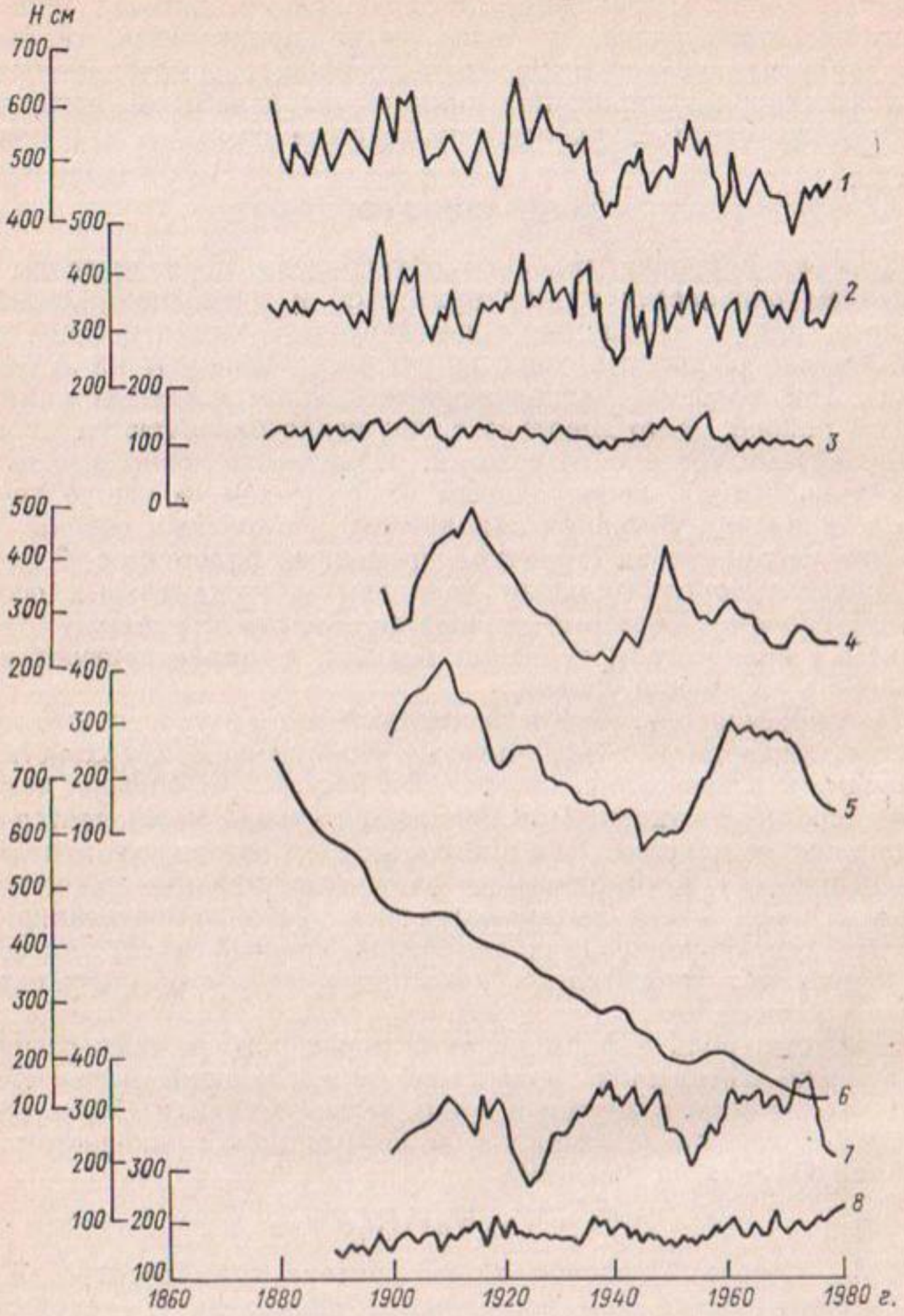


Рис. 6.1. Хронологические графики колебаний уровня озер.
1 — Ладожское, *2* — Сайма, *3* — Нигочин, *4* — Б. Чаны, *5* — Балхаш, *6* — Иссык-Куль, *7* — Ханка, *8* — Телецкое.

факторов и предопределяет различный характер наполнений, различную инерционность. Под инерцией наполнения озер следует понимать их способность сохранять более или менее длительное время влияние начальных условий на положение уровня воды. Так, уровень рассматриваемого года зависит не только от соотношения соответствующих элементов водного баланса, но и от наполнения озера в предыдущие годы.

Для количественного выражения инерции принят коэффициент корреляции при сдвиге ряда на 1 год $r(1)$.

Для бессточных водоемов И. А. Багровым [13] получена зависимость между $r(1)$ и определяющими его факторами

$$r(1) = 1 - \frac{\Delta F}{F_0 \Delta H} \frac{W_{пр}}{F_0}, \tag{6.2}$$

где F_0 — площадь зеркала; ΔF, ΔH — приращения соответственно площади и уровня при изменении составляющих водного баланса.

Домножив числитель и знаменатель вычитаемого на среднюю глубину $H_{ср}$, уравнение (6.2) можно переписать так:

$$r(1) = 1 - K_в/\varphi, \tag{6.3}$$

где φ — параметр, выражающий линейную зависимость площади зеркала от глубины в относительных единицах. Для проточных озер этот параметр определяется зависимостью площади сечения вытекающей реки от глубины озера.

Расчет эмпирических значений $r(1)$ для различных озер показал их большое разнообразие. Тем не менее можно проследить определенные закономерности изменений этих коэффициентов. Для исключения влияния объема выборки и возможности сравнения данных рассматривались коэффициенты, вычисленные за последние 70—100 лет. На рис. 6.2 представлена зависимость $r(1) = f(K_в)$, построенная по данным озер, расположенных в Карелии, на Северо-Западе ЕТС, сопредельной территории Финляндии, Швеции, Польши, а также аридной зоны СССР. Из рисунка следует, что коэффициенты корреляции уменьшаются с увеличением внешнего водообмена, однако для озер, расположенных в разных районах, интенсивность уменьшения $r(1)$ неодинакова. Наибольшие значения коэффициентов автокорреляции наблюдаются при $K_в \to 0$, при $K_в \to \infty$ $r(1)$ стремится к значениям аналогичных коэффициентов неозерных рек, протекающих в том или ином районе. Отмеченные на графике группы озер расположены в районах, характеризующихся различной степенью увлажненности. Если в качестве показателя увлажненности бассейнов принять средний многолетний модуль стока рек q, то для большинства озер Невского бассейна, Карелии, Финляндии он равен 9—12 л/(с·км²), Прибалтики, Польши 6—8 л/(с·км²). Для бессточных озер аридной зоны

модуль стока не превышает 4—5 л/(с · км²). В этом же направлении уменьшаются осредненные по многим объектам коэффициенты корреляции рек, которые приближенно равны 0,15; 0,25; 0,35 соответственно. К указанным районам можно отнести озера, расположенные в других частях страны и имеющие соответствующую увлажненность бассейнов. Эта характеристика, очевидно, и является определяющей при группировке объектов. Проведенный анализ дает представление о характере изменения инерции колебаний уровня различных озер, расположенных в разных физико-географических условиях.

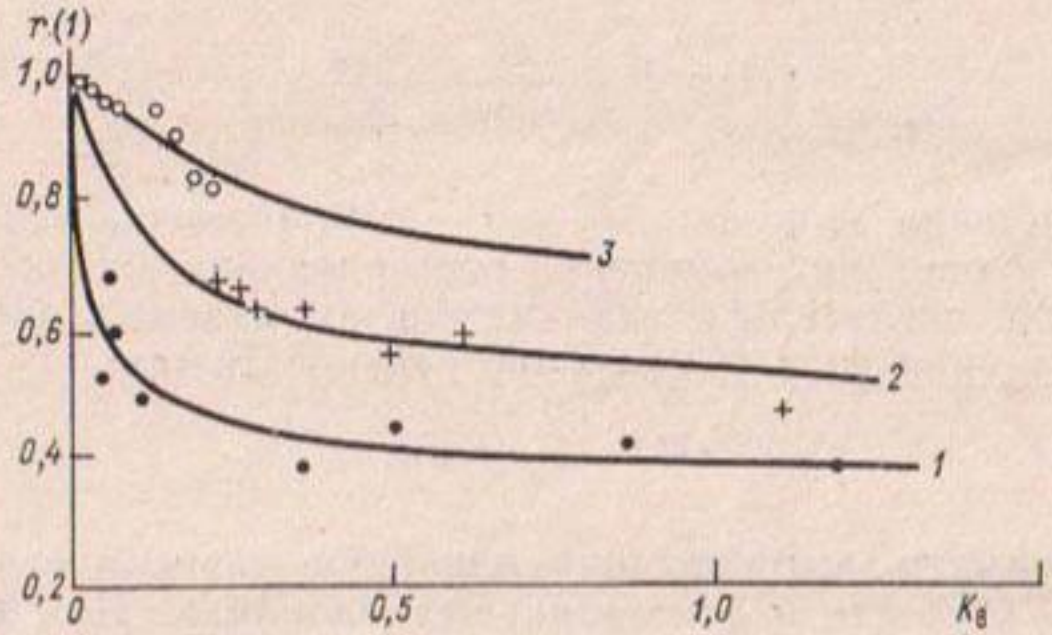


Рис. 6.2. Изменение внутренней связанности рядов уровня в зависимости от условного внешнего водообмена $K_в = W_{пр}/W_0$ и увлажненности бассейнов.
1) $q = 9 \div 12$ л/(с · км²), *2)* $q = 6 \div 8$ л/(с · км²), *3)* $q < 4$ л/(с · км²).

Поскольку в изменениях r (1) имеются определенные закономерности, то они, естественно, отражаются и на колебаниях уровня.

За последние десятилетия все чаще естественный ход уровня нарушается разнообразной хозяйственной деятельностью человека на озере и его водосборе. В предыдущем разделе перечислены основные виды систематической антропогенной нагрузки, приводящие к понижению или повышению уровней равновесия, изменению размаха колебаний, что в конечном итоге приводит к изменению структуры статистического ряда и нарушению его однородности.

На рис. 6.3 приведены хронологические графики колебаний уровня Байкала и Севана, на которых отмечены годы начала активной хозяйственной деятельности. Из рисунка следует, насколько очевидным является нарушение уровенного режима при образовании подпора на Байкале и срезки порога слива на Севане. Однако на многих других водоемах это не столь заметно, поэтому для выявления нарушения однородности рядов и начала

антропогенного вмешательства надо применять объективные методы проверки.

Таким образом, основными причинами, формирующими колебания уровня озер, являются: климат, индивидуальные особенности водоемов и хозяйственная деятельность на озере и его водосборе.

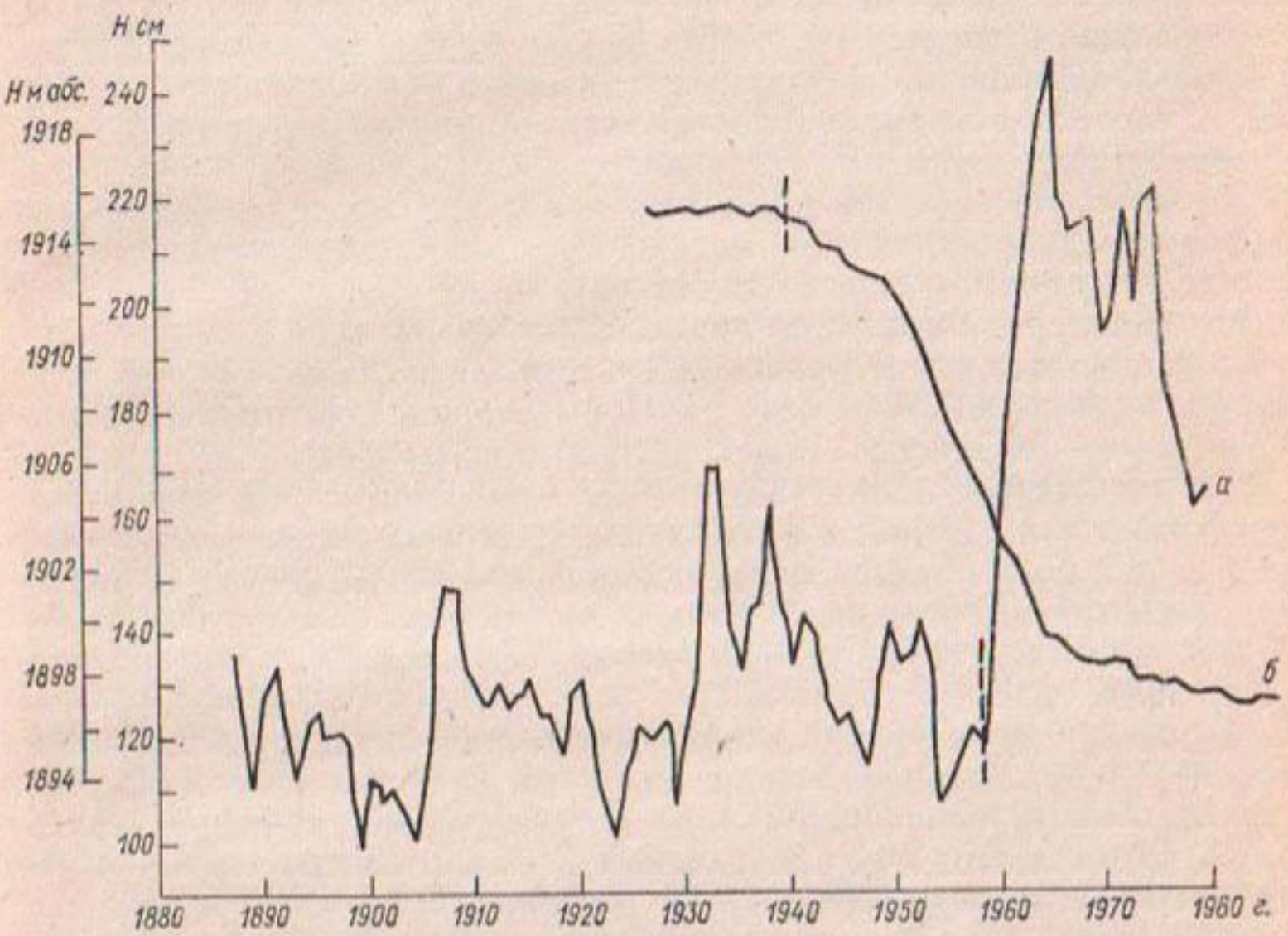


Рис. 6.3. Хронологические графики колебаний уровня озер, подверженных антропогенному влиянию.
а — оз. Байкал; *б* — оз. Севан.

6.4. ОЦЕНКА СТАЦИОНАРНОСТИ МНОГОЛЕТНИХ КОЛЕБАНИЙ

В разделе 6.1 показано, что для некоторых озер нарушение внутрирядной однородности (стационарности) многолетних колебаний уровня воды оказалось очевидным, не требующим использования критериев объективной оценки. Таковы антропогенные изменения уровня равновесия озер Топозера, Байкала, Белого, Зайсана и многих других. При этом известно также время, когда эти нарушения произошли. Однако для большинства озер такого анализа однородности недостаточно вследствие отсутствия сведений об источниках, нарушающих эту однородность, и менее четкого ее

проявления. Кроме того, помимо физических причин могут быть и естественные, зависящие от особенностей формирования статистических рядов.

Анализ однородности многолетних среднегодовых рядов уровня озер производился с помощью статистических критериев Стьюдента и Фишера, основанных на оценке однородности средних и равенстве дисперсий сравниваемых отрезков исследуемых рядов. Для анализа были использованы только наиболее длинные ряды наблюдений (более 70 лет). Для учета внутрирядных связей учитывалось обобщение названных критериев, выполненное в ГГИ [82]. Гипотеза о стационарности ряда принималась при 5 %-ном уровне значимости.

Результаты расчетов показали, что среди исследуемых рядов есть как однородные, так и неоднородные, подтвержденные по обоим критериям. Имеются также пять рядов однородных по средним и неоднородных по дисперсии. Обратное соотношение установлено только для одного озера (Селигер). В настоящее время полностью однородны ряды озер М. Чаны, Алаколь, Ильмень, Ханка, Маркаколь, Телецкого, Ладожского и ряда других.

Из рассматриваемых зарубежных озер однородный ряд отмечен только для оз. Сайма в Финляндии. Неоднородным можно считать и ряд Каспийского моря. Однородные по среднему, но неоднородные по дисперсии оказались ряды озер Балхаша, Выртсъярв, из зарубежных — Оулуярви (Финляндия), Балатона (Венгрия).

При изменении уровня значимости в ряде случаев проявляется неоднородность, не зафиксированная при $P=5\,\%$. В таком случае можно считать неоднородным по среднему ряд уровня Чудского озера. Это объясняется проведением в 30-х годах расчистки и углубления истоков р. Нарвы, что вызвало небольшое понижение уровня воды. Отмеченные нарушения рядов уровня названных озер во многих случаях также могут быть объяснены. Если для Балхаша, Выртсъярв, Балатона это является результатом антропогенного вмешательства, то для оз. Иссык-Куль и Каспия, вероятнее всего,— результатом индивидуальных особенностей озер, формирующих длиннопериодные колебания, которые имеющиеся ряды наблюдений полностью не отражают. Изменение режима колебаний уровня оз. Балхаш связывается с хозяйственной деятельностью человека на водосборе, забором воды на орошение из впадающих рек, вводом в действие Капчагайского водохранилища на р. Или и т. д. На оз. Выртсъярв, так же как и на Чудском в 30-х годах, проведена расчистка русла вытекающей реки Суур-Эмайыги, что несколько понизило порог слива. На оз. Балатон в 1921 г. в истоке вытекающей реки построена плотина, регулирующая сток.

6.5. АНАЛИЗ АВТОКОРРЕЛЯЦИОННЫХ ФУНКЦИЙ

Автокорреляционные функции (АКФ) уровня озер чаще всего существенно отличаются от аналогичных функций стока рек и отражают особенности структуры рядов. Результаты расчетов и анализа коррелограмм показали большое разнообразие автокорреляционных функций, которые различаются значениями коэффициентов автокорреляции, амплитудой, характером затухания функции с ростом τ и другими характеристиками. При этом часто непохожими выглядят АКФ одного и того же озера, но рассчитанные по различным выборкам (с разным началом отсчета и длиной ряда). Однако анализ коррелограмм все же позволяет подметить определенные закономерности, свойственные разным АКФ. Например, можно отметить, что r (1) является одним из важнейших элементов, характеризующих некоторые параметры исследуемых АКФ.

В разделе 6.3 были рассмотрены коэффициенты корреляции при $r=1$. Как показал анализ этих коэффициентов, они не являются случайными, а определяются совокупным влиянием ряда факторов, одним из которых является коэффициент корреляции рек, протекающих в том или ином районе. Следует подчеркнуть, что бассейны озер, особенно средних и крупных, которые в основном и рассматриваются, включают в себя иногда очень большое количество различных рек, поэтому на величину r (1) озера влияет как бы обобщенное значение их коэффициентов автокорреляции. Эти значения трансформируются под влиянием отмеченных выше индивидуальных особенностей озер в сторону их увеличения. Поэтому значения r (1) озер всегда больше, чем рек, и всегда положительны. Кроме того, в отличие от других элементов, они легко определяются и являются наиболее устойчивыми. С величиной r (1) связаны вид АКФ, особенно ее начального звена, время корреляции и др. При малых r (1), свойственных, как отмечено выше, сильно проточным озерам, АКФ имеет, как правило, более сложный вид (Пулозеро, Сайма, Ильмень), чем при высоких r (1) на бессточных водоемах (Каспийское море, Балхаш, Алаколь, Б. Чаны), где АКФ более сглажены. Однако во всех случаях при увеличении τ точность расчетов коэффициентов автокорреляции уменьшается и вид АКФ существенно искажается. Поэтому целесообразно рассматривать лишь начальные звенья автокорреляционных функций, которые включают только несколько значимых величин $r(\tau)$. Оценка значимости показала, что количество ординат r (τ) начального звена АКФ увеличивается при возрастании r (1) и при переходе от проточных озер гумидной зоны к бессточным озерам аридной. Так, для озер, расположенных в районах с нормой годового стока 9—12 л/(с·км^2) r (1) не более 0,5, значимым, как правило, является только первый коэффициент автокорреляции. При увеличении r (1) количество ординат возрастает (Ладожское озеро r (1) $=0{,}69$ и $\tau=6$). Для озер, расположенных

в районе с нормой годового стока —6—8 л/(с·км²) и имеющих поэтому меньший водообмен, значимыми могут быть уже несколько коэффициентов автокорреляции. При возрастании r (1) до 0,6 число ординат составляет две-три и увеличивается до $\tau = 7 \div 8$ при r (1) = 0,7. Для бессточных озер с $q < 5$ л/(с·км²) и при r (1) = = 0,8 число значимых ординат равно двум-трем, при r (1) = 0,9 $\tau = 5 \div 7$ и при r (1) $> 0{,}95$ — более 10.

Такое распределение значимых коэффициентов автокорреляции и отличает большинство АКФ уровней озер от автокорреляционных функций стока рек, у которых статистически значимыми являются лишь коэффициенты корреляции между смежными членами ряда [72, 79]. Отмеченная особенность подтверждает наличие у озер заметной инерционности, которая позволяет рассчитывать на хорошую предсказуемость процесса колебаний уровней.

Анализ коррелограмм показал, что исследуемые АКФ озер можно ориентировочно разделить на три большие группы, различающиеся по внешнему виду и по связи r (1) с различными характеристиками автокорреляционных функций. При этом ведущим фактором опять же является степень увлажненности бассейнов озер.

Первая группа АКФ включает проточные водоемы Северо-Запада ЕТС, Карелии, Финляндии, Скандинавии, увлажненность бассейнов которых составляет 9—12 л/(с·км²), а r (1) не превышает 0,5 (Сайма, Пулозеро, Умбозеро, Канозеро и др.). Для большинства АКФ озер затухание r (τ) происходит по закону простой цепи Маркова:

$$r(\tau) = r(1)^{\tau}. \qquad (6.4)$$

Вторая группа АКФ включает проточные озера Прибалтики, центральной части ЕТС, Белоруссии, Польши, увлажненность бассейнов которых 6—8 л/(с·км²) (Чудское, Выртсъярв, Селигер, Нигочин и др.). Сюда же можно отнести озера с более высокими значениями q но с r (1) $> 0{,}5$ (Ладожское, Онежское). Для описания затухания r (τ) этой группы озер лучше всего подходит формула, предложенная Г. А. Алексеевым:

$$r(\tau) = r(1)\gamma^{\tau-1}, \qquad (6.5)$$

где γ — знаменатель геометрической прогрессии.

Третья группа АКФ включает бессточные водоемы аридной зоны (Каспийское и Аральское моря, Балхаш, Б. Чаны, Кулундинское, Аргаяш, Убинское и др.). Вид их автокорреляционных функций отличается от ранее описанных тем, что начальные звенья АКФ (до пересечения с осью абсцисс) выпуклы, что приводит к еще более медленному затуханию первых нескольких значений r (τ). Для описания их получено уравнение

$$r(\tau) = 1 - 0{,}33(\tau/T) - 0{,}13(\tau/T)^2, \qquad (6.6)$$

где T — время корреляции, зависящее от r (1) и определенное как основание прямоугольника, площадь которого равна площади под

автокорреляционной функцией до пересечения ее с осью абсцисс. По данным 18 АКФ бессточных озер установлено

$$T = 9{,}3 - 36r(1) + 34r(1)^2. \qquad (6.7)$$

При этом минимальное значение $r(1) = 0{,}35$ соответствует осредненному коэффициенту автокорреляции рек, протекающих в этом

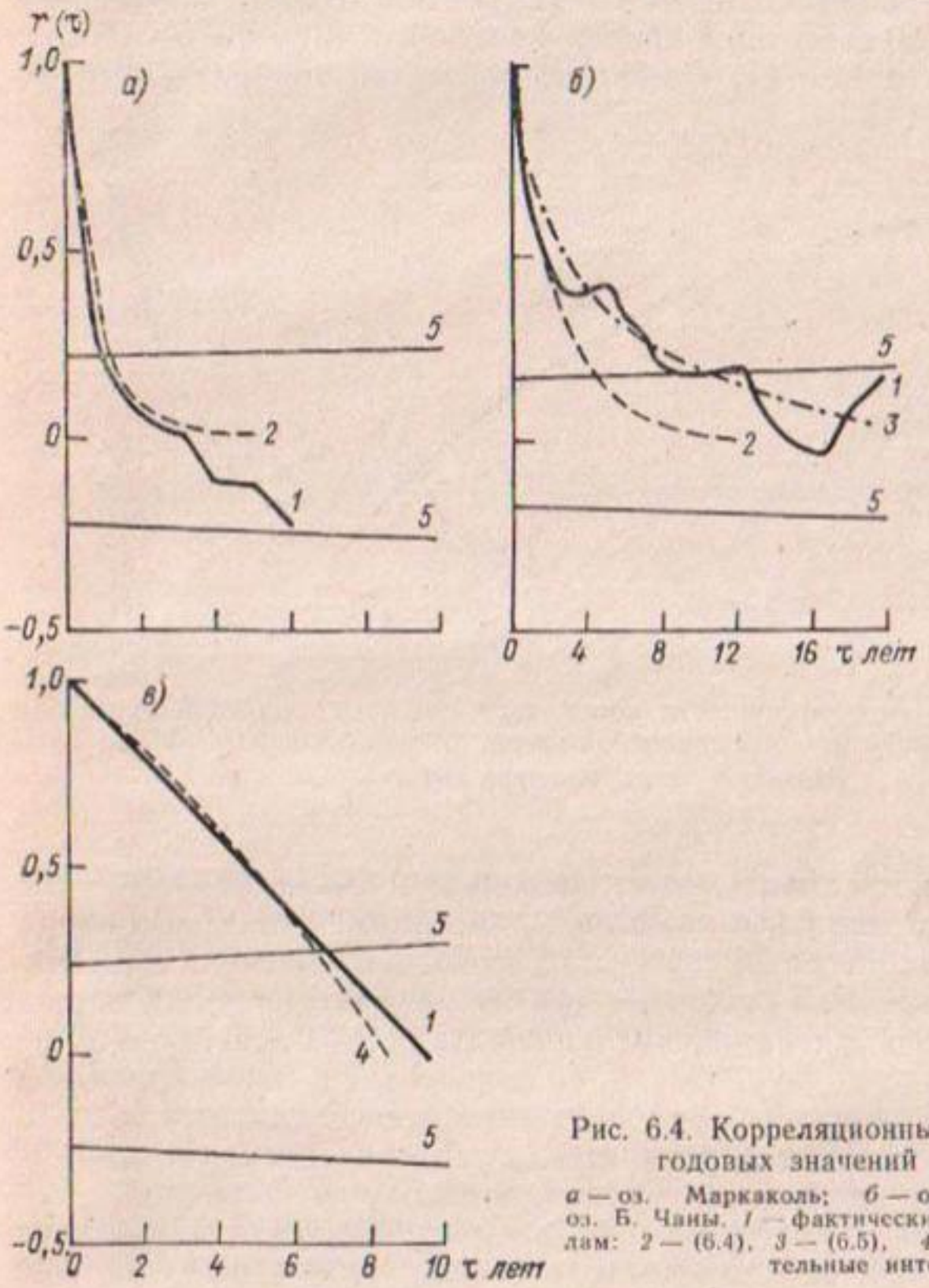


Рис. 6.4. Корреляционные функции среднегодовых значений уровня озер.

а — оз. Маркаколь; *б* — оз. Ладожское; *в* — оз. Б. Чаны. *1* — фактические данные; по формулам: *2* — (6.4), *3* — (6.5), *4* — (6.6), *5* — доверительные интервалы.

районе, а максимальное $r(1) = 0{,}95$. При более высоких его значениях соотношения между $r(1)$ и T изменяются несколько иначе: при $r(1) = 0{,}97$ $T = 9$; при $r(1) = 0{,}99$ $T = 18$; при $r(1) \to 1{,}0$ $T \to \infty$.

На рис. 6.4 приведены автокорреляционные функции некоторых озер различных природных зон. Как отмечено выше, автокорре-

ляционные функции, вычисленные на разных отрезках одного и того же ряда часто существенно различаются. Например, для Ладожского озера величины r (1), рассчитанные по 26 выборкам разной длины, изменяются от 0,43 за период 1915—1937 гг. до 0,74 за период 1914—1973 гг. Большое рассеяние этих коэффициентов отмечено и для других озер. Для исключения влияния длины выборки были проанализированы АКФ по рядам одинаковой длины (40, 60, 80 лет) при сдвиге начала отсчета на 5—10 лет. Полученные значения r (1) оказались также разнообразными. Од-

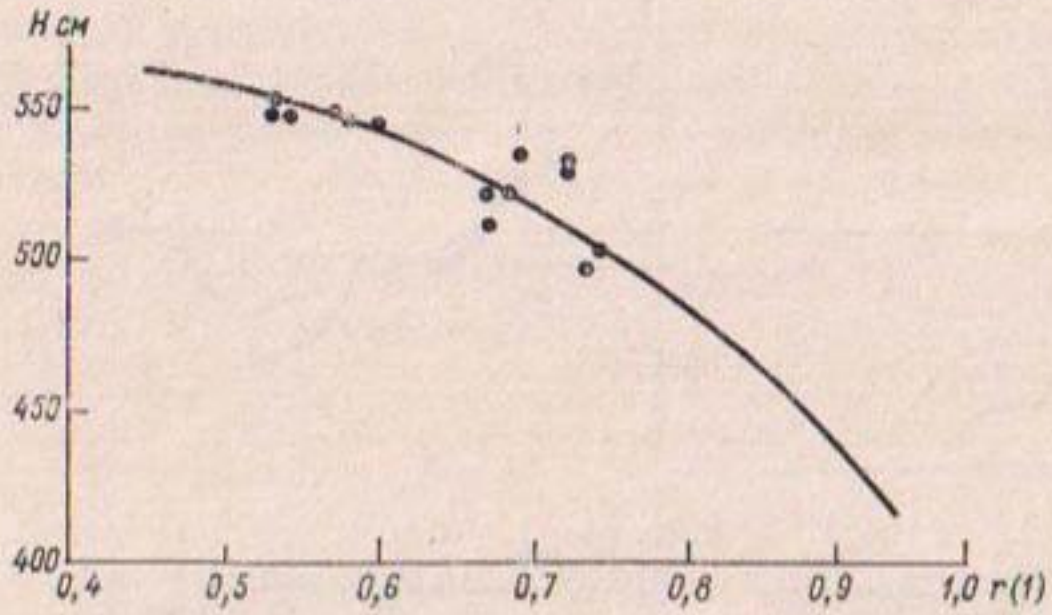


Рис. 6.5. Зависимость коэффициента корреляции смежных значений уровня от наполнения озера.
Ладожское озеро, 60-летние выборки.

нако можно предположить, что параметры АКФ исследуемых выборок будут определяться теми же факторами, что и автокорреляционные функции различных озер, согласно формулам (6.2)—(6.7). Так как средний уровень озера за рассматриваемый период является реакцией на изменение увлажненности бассейна и определяет интенсивность водообмена, то коэффициент автокорреляции зависит от его положения. Для большинства исследуемых озер зависимость $r\,(1) = f(H_{ср})$ проявляется достаточно четко. Из рис. 6.5 следует, что при понижении уровня, вызванного снижением притока воды в озеро, коэффициенты автокорреляции в общем возрастают. Пожалуй, можно отметить несколько большие значения r (1) при средних уровнях, вычисленных по выборкам, имеющих тенденции к понижению, что указывает на большую инерционность процесса на этих участках при переходе от фаз повышенной водности к более низкой. При одинаковых r (1) оказались близкими и параметры АКФ. На рис. 6.6 приведены автокорреляционные функции, вычисленные по 60-летним выборкам по оз. Селигер. Как следует из рисунка, при одном и том же уровне очер-

тания АКФ близки между собой, хотя рассматриваемые отрезки ряда отстоят друг от друга на много лет.

Таким образом, наполнение озера, отражающее климатические условия и индивидуальные особенности, определяет очертания автокорреляционных функций. Этот вывод дает основание считать, что всякое искусственное поднятие или снижение среднего уровня, вызванное хозяйственной деятельностью, повлечет за собой изменение АКФ. Например, чем выше будет поднят уровень озера при сохранении прежнего режима суммарного притока, тем больше бу-

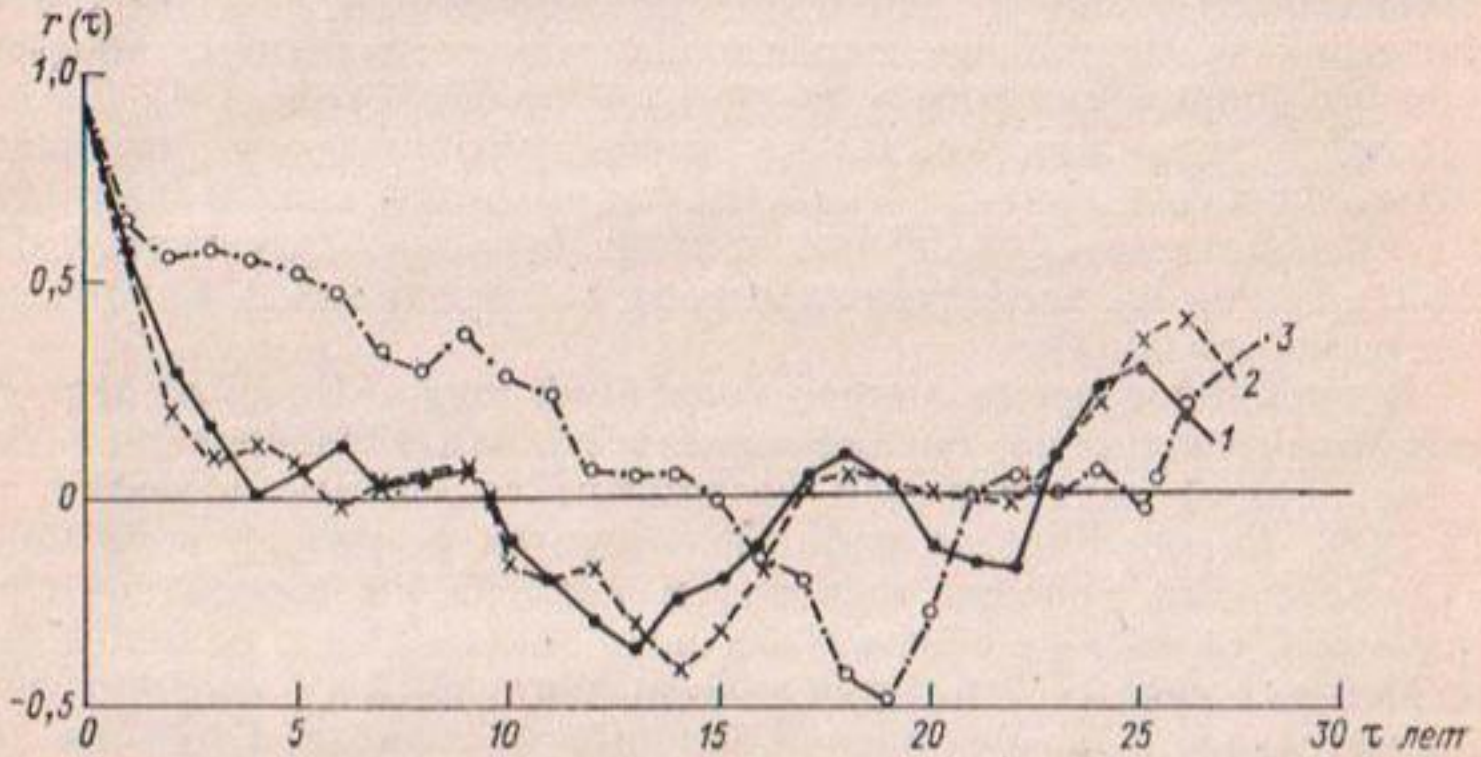


Рис. 6.6. Автокорреляционные функции среднегодовых значений уровня оз Селигер.
1) H=75 см; 2) H=75 см; 3) H=45 см.

дет значение r (1) и продолжительнее время корреляции. Однако факторы хозяйственной деятельности могут привести к тому, что многолетние колебания уровней озер будут иметь нестационарный режим, например в период перехода от одного уровня равновесия к другому. В этом случае расчет АКФ может иметь лишь вспомогательное значение.

6.6. ЦИКЛИЧЕСКИЕ КОЛЕБАНИЯ УРОВНЯ ОЗЕР

Анализ хронологических графиков колебаний уровня озер показывает, что им свойственны чередования фаз повышенной и пониженной водности, т. е. колебания носят циклический характер. При этом наблюдается сложная картина наложения циклов различной продолжительности. Однако и здесь можно подметить определенные закономерности, свойственные разным озерам, расположенным в различных физико-географических зонах. Вообще вопросу циклических колебаний различных природных явлений (атмосферные осадки, температура, речной сток и т. п.) посвя-

щено большое количество исследований, которые позволили выявить существование циклов различной продолжительности. Все это в полной мере относится и к уровням озер. Однако в силу отмеченных ранее особенностей в формировании уровенного режима характер циклических колебаний уровня озер отличается от соответствующих колебаний вынуждающих сил. Так, возрастание инерции приводит к сглаживанию колебаний в пределах коротких отрезков времени, что влечет за собой накопление отклонений одного и того же знака и колебания уровней становятся плавными. Это хорошо видно при моделировании методом статистических испытаний последовательности при различных коэффициентах корреляции между смежными членами ряда [79]. Следовательно, увеличение r (1) в рядах уровня озер повышает нормализующее влияние водоема на его колебания и приводит к последовательному гашению короткопериодных флуктуаций. По этой причине на исследуемых озерах набор значимых циклов существенно различен.

В настоящее время вопрос колебаний уровня озер исследован достаточно подробно, однако чаще всего эти исследования носят региональный характер или посвящены отдельным объектам [8, 12, 103]. В большинстве работ исследуется структура временных рядов годовых уровней озер путем анализа их хронологических графиков, скользяще сглаженных по n-леткам или с помощью интегральных кривых. Это позволило выявить циклы различной продолжительности, но без оценки значимости в рядах. При этом период осреднения у разных авторов различен, что часто приводит к несопоставимости результатов. Так, в работе [103] отмечено, что на озерах невского бассейна (Ладожское, Онежское, Сайма, Ильмень) хорошо выражены циклы длительностью 6—9 и 25—30 лет при периоде осреднения, равном трем годам. При 6-летнем периоде осреднения циклы продолжительностью 6—9 лет выражены уже слабо. В работе [62] отмечается 22-летний цикл на Ладожском озере и оз. Сайма и его отсутствие на оз. Ильмень, а также других озерах Европы (Селигер, Венерн, Балатон), зато там существует «четкий» 11-летний цикл. Продолжительность циклов на озерах Урала оценена «достаточно четко и определенно в 16—18 и 24—27 лет» [8], на Великих американских озерах — в 11, 22 и 26 лет [108]. Длительность внутривековых циклов на бессточных озерах колеблется от 19—21 до 45—47 лет и в среднем составляет 34—35 лет [103].

Обращает на себя внимание тот факт, что у большинства авторов приводятся лишь относительно долгопериодные флуктуации, что связано с особенностью скользящего сглаживания, при котором, как отмечено, уменьшается амплитуда короткопериодных колебаний, и тем значительнее, чем больше период сглаживания.

Для объективного выявления всех существующих циклов применен спектральный анализ; для некоторых озер положительный

опыт применения этого способа имеется [108]. Для анализа использованы ряды наблюдений не менее 70 лет. Расчет спектральных плотностей $S(\lambda)$ проведен с использованием ранее вычисленных корреляционных функций. При этом оценка значимости выявленных циклов в ряду проведена с помощью одного из наиболее

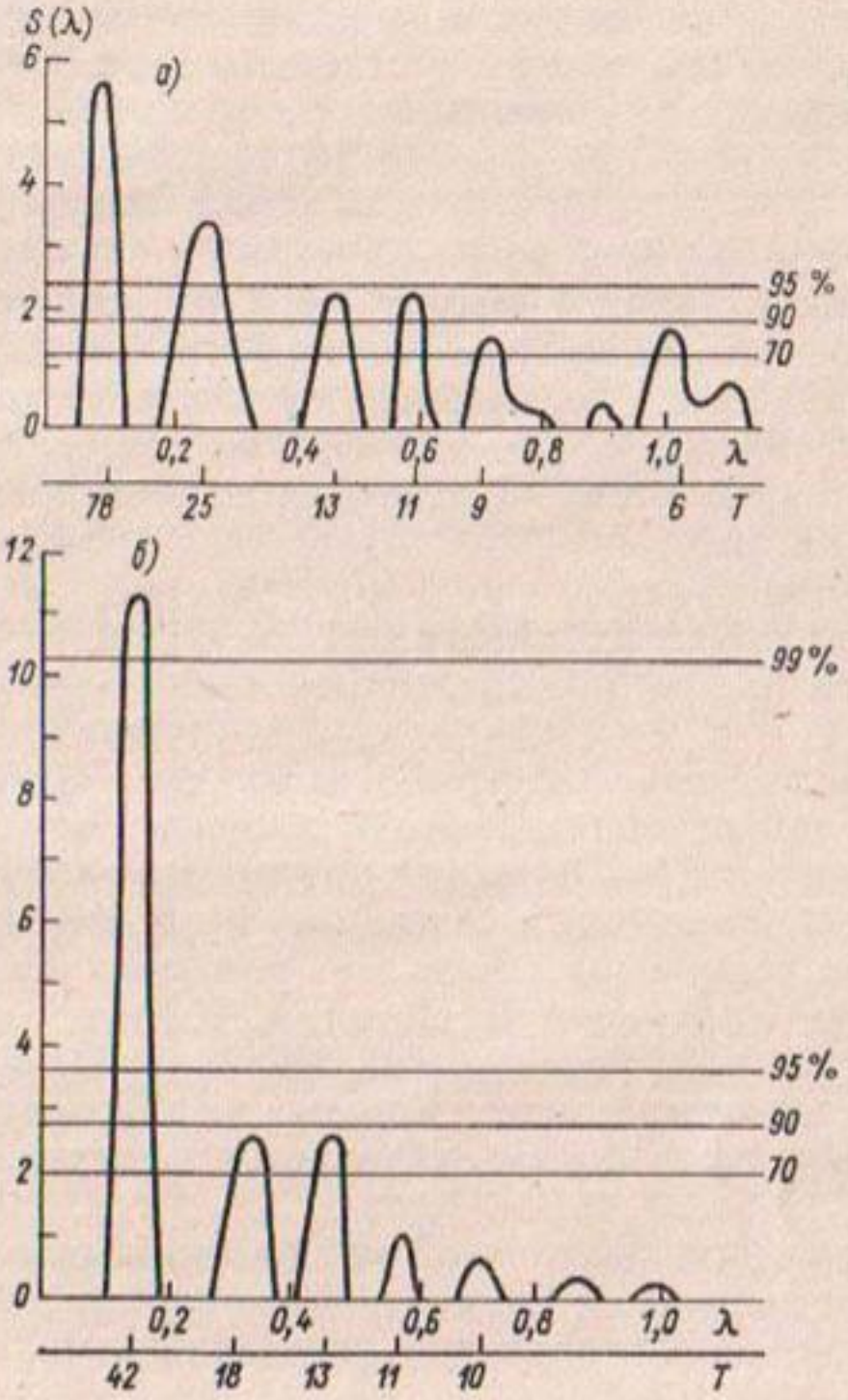


Рис. 6.7. Спектральные плотности уровня озер Байкала (*а*) и Б. Чаны (*б*).

часто применяемых критериев согласия χ^2 Пирсона для уровней 70, 90, 95 и 99,9 %. Результаты расчетов представлены в виде спектрограмм (рис. 6.7). Анализ таких спектрограмм показывает, что рядам озерных уровней свойствен большой набор значимых циклов, продолжительность которых изменяется в широких пределах — от 5 до 90 лет. При этом, как правило, более высокую значимость (>90 %) имеют относительно долгопериодные колебания — 22 года и выше. Периоды гармоник, сравнимые с дли-

нами исходных рядов, рассматриваются как приближенные (например, 78-летний цикл на Байкале, Маркаколе и др.). Учитывая установленные ранее особенности формирований уровней в разных физико-географических условиях, можно предположить, что и в характере проявления цикличности проявляются определенные закономерности. Заметно различаются наборы циклов на проточных и бессточных водоемах. Как и следовало ожидать, последним не свойственны значимые короткопериодные флуктации, хотя на спектрограммах они заметны. Несколько выше значимость 11-летнего цикла, но и он встречается чаще всего в диапазоне обеспеченности 70—90 %. Примерно также проявляется 15—18-летний цикл, который вообще не обнаружен на крупнейших бессточных водоемах Каспии и Арале. Зато им свойствен цикл продолжительностью 26—28 лет, отмеченный на большей части проточных озер. На ряде озер хорошо прослеживается 31—33-летний цикл. Наиболее же четко на бессточных озерах проявляются 42—50-летние циклы. Иной набор циклов характерен для проточных водоемов, на которых более четко проявляются короткопериодные флуктуации. Так, для большинства озер, норма годового стока бассейнов которых составляет 9—12 л/(с·км²), хорошо прослеживаются циклы продолжительностью 5—6 лет. Отмечен также 11-летний, хотя на многих озерах его значимость ниже 90 %. Нечетко выражен также 22-летний. На озерах Ладожском, Сайме, Лаче, Воже, Ильмене он не выявлен вообще. Зато хорошо заметен 26—29-летний и 57—78-летний циклы. Для озер, норма годового стока бассейнов которых составляет 6—8 л/(с·км²), 5—6-летние флуктуации выражены слабее, за исключением относительно небольших озер Выртсъярв и Нигочин. Нечетко проявляется и 11-летний. Зато на всех исследуемых озерах, за исключением Чудского, отмечен 22-летний цикл. Хорошо выражены также 26—29 и 33—36-летние циклы. Кроме названных, отмечен и 57—63-летние циклы.

Что касается отдельных озер, расположенных в других районах, то в зависимости от степени увлажненности бассейнов набор циклов, как правило, соответствует перечисленным.

ВЫВОДЫ

Приведенные исследования и расчеты показали, что структура рядов среднегодового уровня озер во многом отличается от рядов речного стока, атмосферных осадков и других гидрометеорологических элементов. Следовательно, и математическое описание характера этих колебаний будет иным. Основной причиной, вызывающей эти различия, служит замедленный водообмен озер, уменьшение которого приводит к возрастанию инерционности в колебаниях уровня. Колебания становятся более плавными, более четко проявляются тенденции к группированию элементов, составляю-

щих рассматриваемые совокупности, к формированию циклических колебаний, имеющих неслучайное происхождение. Это хорошо подтверждают результаты спектрального анализа, показавшего уменьшение значимости короткопериодных флюктуаций при снижении водообмена. Отмеченные особенности отражаются на виде автокорреляционных функций, которые также заметно изменяются по мере изменения водообмена. В последние десятилетия на структуру рядов уровня озер все большее влияние оказывает хозяйственная деятельность человека на озере и его водосборе, приводящая к нарушению однородности рядов. Однако неоднородными могут быть ряды не только на озерах, где отмечено антропогенное вмешательство, но и на водоемах с малым водообменом при недостаточно длинном периоде наблюдений.

Изменение водообмена озер во многом зависит от климатических условий. Следовательно, увлажненность бассейнов озер также влияет на характер колебаний, поэтому достаточно четко проявляются географические закономерности в колебаниях уровня озер.

Анализ проведен на относительно небольшом материале, отражающем современное состояние изученности озер лишь нескольких озерных районов страны, поэтому уточнение результатов должно производиться по мере накопления информации об уровнях других озер и путем более широкого привлечения данных о зарубежных объектах.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Айвазян С. А. Статистическое исследование зависимостей.— М.: Металлургия, 1968.— 227 с.
2. Алексеев Г. А. Объективные методы выравнивания и нормализации корреляционных связей.— Л.: Гидрометеоиздат, 1971.— 363 с.
3. Алексеев Г. А. Методы оценки случайных погрешностей гидрометеорологической информации.— Л.: Гидрометеоиздат, 1975.— 96 с.
4. Алексеев Г. А. Совместное моделирование временных рядов на основе нормализации законов распределения.— Водные ресурсы, 1979, № 1, с. 97—109.
5. 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.
6. Андреянов В. Г. Циклические колебания годового стока и их учет при гидрологических расчетах.— Труды ГГИ, 1959, вып. 122, с. 3—49.
7. Андреянов В. Г. и др. Исследование повторяемости и продолжительности периодов различной водности на реках СССР.— Труды ГГИ, 1965, вып. 127, с. 227—272.
8. Андреева М. А. Гидрологический режим озер среднего и Южного Урала и влияние на него атмосферной циркуляции.— Автореф. дис.... д-ра геогр. наук. Пермь, ПГУ, 1974, 50 с.
9. Артемьева Н. П., Лившиц И. М. Применение статистических критериев для исключения резко выделяющихся членов гидрологических рядов.— В кн.: Водное хозяйство Белоруссии, 1972, вып. 2, с. 5—16.
10. Артемьева Н. П., Никитин В. Г. Программа пространственно-временного анализа и контроля многолетней гидрологической информации.— Труды ГГИ, 1980, вып. 262, с. 57—63.
11. Артемьева Н. П., Куприянов В. В. Анализ автокорреляционных функций многолетних рядов низкого стока рек Советского Союза.— Метеорология и гидрология, 1984, № 6, с. 76—86.
12. Афанасьев А. И. Колебания гидрометеорологического режима на территории СССР.— М.: Наука, 1967.— 231 с.
13. Багров Н. А. О колебаниях уровней бессточных озер.— Метеорология и гидрология, № 6, 1963, с. 41—46.
14. Богословский Б. Б., Догановский А. М. Некоторые проблемы водного баланса и уровенного режима озер.— Труды ЛПИ, 1981, вып. 74, с. 29—38.
15. Большев Л. Н., Смирнов Н. В. Таблицы математической статистики.— М.: Изд. АН СССР, 1986.— 464 с.
16. Борисенков Е. П. Климат и деятельность человека. М.: Наука, 1982.— 136 с.
17. Бродский Я. С., Быцань Г. М., Власенко В. М. Об исключении экстремальных значений.— Заводская лаборатория, 1975, № 7, с. 310—318.
18. Быков В. Д. Исследование и расчеты речного стока.— М.: Изд-во МГУ, 1982.— 223 с.
19. Вассоевич Н. Б., Кузнецова Н. П., Наговицина О. И. Коэффициент ранговой корреляции Спирмэна: Справочное руководство.— М.: Изд. МГУ, 1980.— 27 с.
20. Введение в теорию порядковых статистик.— М.: Статистика, 1970.— 413 с.

21. Великина Г. М., Огильви Н. А. Опыт математического описания колебаний подземного стока в реки на примере северо-западной части Европейской территории СССР.— Водные ресурсы, 1974, № 5, с. 139—146.
22. Великанов М. А. Гидрология суши.— Л.: Гидрометеоиздат, 1948.— 530 с.
23. Владимиров А. М. Минимальный сток рек СССР.— Л.: Гидрометеоиздат, 1970.— 214 с.
24. Владимиров А. М. Сток рек в маловодный период года.— Л.: Гидрометеоиздат, 1976.— 295 с.
25. Водные ресурсы Нечерноземной зоны РСФСР.— Л.: Гидрометеоиздат, 1980.— 214 с.
26. Водогрецкий В. Е. Влияние агролесомелиорации на годовой сток.— Л.: Гидрометеоиздат, 1979.— 183 с.
27. Воронцук М. М. Математический анализ методов скользящего осреднения и интегрально-разностных кривых.— Труды УкрНИГМИ, 1970, вып. 88, с. 105—114.
28. Воскресенский К. П. Норма и изменчивость годового стока рек Советского Союза.— Л.: Гидрометеоиздат, 1962.— 246 с.
29. Воскресенский К. П., Соколов А. А., Шикломанов И. А.— Ресурсы поверхностных вод СССР и их изменение под влиянием хозяйственной деятельности.— Водные ресурсы, 1973, № 2, с. 33—58.
30. Длин А. М. Факторный анализ в производстве.— М: Статистика, 1975.— 328 с.
31. Джонсон Н., Лион Ф. Статистика и планирование эксперимента в технике и науке (методы обработки данных)— М.: Мир, 1980.— 510 с.
32. Доброумов Б. М. К вопросу о корреляционных связях подземного стока в реки СССР.— Сборник работ по гидрологии, № 8.— Л.: Гидрометеоиздат, 1968, с. 108—111.
33. Доброумов Б. М. Анализ внутривековых и вековых колебаний подземного стока в реки.— Труды ГГИ, 1969, вып. 166. с. 29—52.
34. Доброумов Б. М. Циклические колебания подземного стока в реки ЕТС.— Труды ГГИ, 1972, вып. 188, с. 23—70.
35. Доброумов Б. М. Некоторые закономерности многолетних колебаний минимального стока рек ЕТС в зимний период.— Труды ГГИ, вып. 182, 1970, с. 160—188.
36. Доброумов Б. М., Устюжанин Б. С. Преобразования водных ресурсов и режима рек центра ЕТС.— Л.: Гидрометеоиздат, 1980.— 219 с.
37. Дружинин И. П. и др. Речной сток и геофизические процессы.— М.: Наука, 1966.— 295 с.
38. Дунин-Барковский И. В., Смирнов Н. В. Теория вероятностей и математическая статистика в технике.— М.: Гос. изд. техн.-теорет. литературы, 1955.— 556 с.
39. Ермаков С. М. Метод Монте-Карло и смежные вопросы.— М.: Наука, 1971.— 327 с.
40. Ефимович А. А. Вопросы водохозяйственных расчетов в гидрологии.— М.—Л.: ОНТИ АКТП, 1936.— 320 с.
41. Жданова Н. С., Раткович Д. Я. Автокорреляционные функции рядов годового стока и годового слоя осадков.— В кн. Проблемы регулирования и использования водных ресурсов. М.: Наука, 1973, с. 104—108.
42. Закс Л. Статистическое оценивание.— М.: Статистика, 1976.— 598 с.
43. Зеленой А. И. О морфометрическом способе изучения и картирования подземного стока в реки Нижнего Приамурья.— Труды ГГИ, 1969, вып. 166 с. 161—170.
44. Иерсског С. В., Клован Д. И., Реймент Р. А. Геологический факторный анализ.— Л.: Недра, 1980.— 223 с.

45. Карта подземного стока Центральной и Восточной Европы масштаба 1 : 1 500 000.— Л., Изд. Мингео СССР, 1983.— 16 л.
46. Калинин Г. П. Проблемы глобальной гидрологии.— Л.: Гидрометеоиздат, 1968.— 377 с.
47. Кендалл М., Стьюарт А. Статистические выводы и связи.— М.: Наука, 1973.— 899 с.
48. Кендалл М. Ранговые корреляции.— М.: Статистика, 1975.— 216 с.
49. Кипинг Е. С. Непараметрические методы в статистике.— В кн.: Статистические методы в гидрологии. Л.: Гидрометеоиздат, 1970, с. 124—160.
50. Ковалевский В. С. Многолетняя изменчивость ресурсов подземных вод.— М.: Наука, 1983.— 205 с.
51. Кокрен У. Методы выборочного исследования.— М.: Статистика, 1976.— 440 с.
52. Красник М. Г., Лившиц И. М. Опыт применения порядковых критериев при анализе гидрологических рядов.— В кн.: Многолетние колебания стока и вероятностные методы его расчета.— М.: Гидрометеоиздат, 1967, с. 117—129.
53. Красник М. Г., Лившиц И. М. О применении порядковых критериев при анализе гидрологических рядов.— В кн.: Многолетние колебания стока и вероятностные методы его расчета.— М., Изд. МГУ, 1967, с. 152—159.
54. Крицкий С. Н., Менкель М. Ф. Гидрологические основы управления речным стоком.— М.: Наука, 1981.— 255 с.
55. Крицкий С. Н., Менкель М. Ф. О приемах исследования случайных колебаний речного стока.— Труды НИУ ГУГМС, 1946, сер. 4, вып. 29, с. 3—32.
56. Крицкий С. М., Менкель М. Ф. О соответствии теоретических кривых распределения вероятностей данных наблюдений по речному стоку.— В кн.: Проблемы регулирования речного стока.— М.: 1948, вып. 3, с. 5—69.
57. Крюков В. Ф. Статистические критерии проверки гипотезы однородности двух выборок.— Труды ГГИ, 1973, вып. 2196, с. 97—123.
58. Кузин П. С. Циклические колебания стока рек северного полушария.— Л.: Гидрометеоиздат, 1970.— 179 с.
59. Куприянов В. В. Гидрологические аспекты урбанизации.— Л.: Гидрометеоиздат, 1977.— 183 с.
60. Лобанов В. А., Степаненко С. Р. К вопросу о приведении коротких рядов наблюдений за стоком к многолетнему периоду.— Труды ВНИИГМИ—МЦД, 1982, вып. 89, с. 110—121.
61. Лобанова А. Г., Рождественский А. В. Пространственные корреляционные функции речного стока рек бассейна Днепра.— Сборник работ по гидрологии, № 11. Л.: Гидрометеоиздат, 1973, с. 93—113.
62. Логинов В. Ф., Сазонов В. И. 22-летний цикл увлажненности Северной Европы.— Бюл. Солнечные данные, 1966, № 6, с. 66—69.
63. Маркова О. Л., Плиткин Г. А., Андерсон А. Б., Хатькова Н. П. Водные ресурсы бассейна Оби, их естественные колебания и антропогенные изменения.— В кн.: Водные ресурсы тайги.— Иркутск, 1984, с. 5—25.
64. Митропольский А. К. Техника статистических вычислений.— М.: Наука, 1971.— 576 с.
65. Мосиенко Н. А. Агрогидрологические основы орошения в степной зоне.— Л.: Гидрометеоиздат, 1972.— 212 с.
66. Музылев С. В., Привольский В. Е., Раткович Д. Я. Стохастические модели в инженерной гидрологии.— М.: Наука, 1982.—
67. Определение расчетных гидрологических характеристик. СНИП 2.01.14—83.— М.: Стройиздат, 1985.— 36 с.
68. Подземный сток территорий Центральной и Восточной Европы.— М.: Изд. ВСЕГИНГЕО, 1982.— 288 с.

69. Пособие по определению расчетных гидрологических характеристик.— Л.: Гидрометеоиздат, 1984.— 448 с.
70. Природа многолетних колебаний речного стока/Под ред. И. П. Дружинина.— Новосибирск: Наука, 1976.— 335 с.
71. Раткович Д. Я. Закономерности чередования маловодных и многоводных лет как основа расчетов регулирования речного стока.— Труды ГГИ, 1968, вып. 160, с. 36—80.
72. Раткович Д. Я. Многолетние колебания речного стока.— Л.: Гидрометеоиздат, 1976.— 255 с.
73. Рекомендации по статистическим методам анализа однородности пространственно-временных колебаний речного стока.— Л.: Гидрометеоиздат, 1984.— 78 с.
74. Ресурсы поверхностных вод СССР.— Л.: Гидрометеоиздат, т. 1—20.
75. Рождественский А. В. Некоторые вопросы методики учета циклических колебаний годового стока в гидрологических расчетах и прогнозах.— Труды ГГИ, 1966, вып. 134, с. 151—164.
76. Рождественский А. В. Внутривековые циклические колебания годового стока рек СССР.— Труды ЛГМИ, 1968, вып. 28, с. 130—148.
77. Рождественский А. В. К вопросу статистической оценки дисперсий эмпирических автокорреляционных функций.— Труды ГГИ, 1969, вып. 174, с. 51—58.
78. Рождественский А. В. Анализ многолетних колебаний годового стока и методов их математического описания.— Сборник работ по гидрологии. № 10. Л.: Гидрометеоиздат, 1970, с. 22—72.
79. Рождественский А. В., Чеботарев А. И. Статистические методы в гидрологии.— Л.: Гидрометеоиздат, 1974.— 424 с.
80. Рождественский А. В. Оценка точности кривых распределения гидрологических характеристик.— Л.: Гидрометеоиздат, 1977.— 269 с.
81. Рождественский А. В., Лобанова А. Г. Годовой сток рек: распределение по территории.— В кн.: Водные ресурсы Нечерноземной зоны РСФСР.— Л.: Гидрометеоиздат, 1980, с. 28—34.
82. Рождественский А. В., Сахарюк А. В. Обобщение критериев однородности Стьюдента и Фишера на случай коррелированных во времени и пространстве гидрологических характеристик.— Труды ГГИ, 1981, вып. 282, с. 51—71.
83. Сархан А. Е., Гринберг Б. Г. Введение в теорию порядковых статистик: пер. с англ.— М.: Статистика, 1970 — 414 с.
84. Сванидзе Г. Г. Математическое моделирование гидрологических рядов.— Л.: Гидрометеоиздат, 1977.— 296 с.
85. Смирнов Н. В. Об оценке максимального члена в ряду наблюдений.— Доклады АН СССР, 1941, т. 33, с. 346—349.
86. Смоляк С. А., Титаренко Б. П. Устойчивые методы оценивания.— М.: Статистика, 1980.— 206 с.
87. Соболь И. М. Метод Монте-Карло.— М.: Наука; 1978.— 64 с.
88. Соколовский Д. Л. Применение кривых вероятностей к расчетам годового стока.— М.— Л.: ГЭИ, 1934.— 52 с.
89. Соколовский Д. Л. Речной сток: Основы теории и практики расчетов.— Л.: Гидрометеоиздат, 1959.— 528 с.
90. Сомов Н. В. Асинхронность колебаний стока крупных рек СССР.— Метеорология и гидрология, 1963, № 5, с. 14—21.
91. Струзер Л. Р. Об изменении норм осадков при переходе к 4-м срокам наблюдений над осадками в сутки.— Труды ГГО, 1975, вып. 341, с. 65—72.
92. Тутубалин В. М. Теория вероятностей.— М., Изд. МГУ, 1972.— 229 с.
93. Хан Г., Шапиро С. Статистические модели в инженерных задачах.— М.: Мир, 1969.— 395 с.
94. Химмельблау Д. Анализ процессов статистическими методами.— М.: Мир, 1973.— 957 с.

95. Чеботарев А. И. Гидрология суши и расчеты речного стока.— Л.: Гидрометеоиздат. 1963.— 564 с.
96. Чеботарев А. И., Рождественский А. В. О возможности использования дальних внутрирядных связей в рядах геофизических величин для сверхдолгосрочного прогнозирования.— Метеорология и гидрология, 1971, № 4, с. 108—113.
97. Чеботарев А. И., Рождественский А. В. О статистических методах сверхдолгосрочного прогнозирования гидрометеорологических характеристик.— Метеорология и гидрология, 1974, № 6, с. 92—99.
98. Швер Ц. А. Закономерности распределения количества осадков на континентах.— Л.: Гидрометеоиздат, 1984.— 127 с.
99. Шелутко В. А., Гвоздева В. Г. Анализ достоверности и устойчивости корреляционных функций рядов среднего и годового стока.— Труды ЛГМИ, 1972, вып. 47, с. 124—133.
100. Шелутко В. К. К вопросу о дальних внутрирядных связях процессов среднего годового стока.— Метеорология и гидрология, 1976, № 4, с. 102—108.
101. Шелутко В. А. Статистические модели и методы исследования многолетних колебаний стока.— Л.: Гидрометеоиздат, 1984.— 158 с.
102. Шикломанов И. А. Антропогенные изменения водности рек.— Л.: Гидрометеоиздат, 1979.— 301 с.
103. Шнитников А. В. Внутригодовая изменчивость компонентов общей увлажненности.— Л.: Наука, 1968.— 245 с.
104. Bardeley W. E. A test for distinguishing between extreme value distributions.— J. of Hydrology, 54, 1977, p. 377—381.
105. Grubbs F. Sample criteria for testing outluing observations.— In book: The annals of mathematical statistics, vol. 21, 1950, p. 27—58.
106. David H. A. The distribution of range in certain non-normal populations.— Biometrika, 1954, v. 41, part 3 and 4, p. 463—468.
107. Dixon U. I. Ratios involving extreme values.— In book: The annals of mathematical statistics, 1951, v. 221, March, p. 68—78.
108. Cohn Berry P., Robinson Joseph E. A forecast model for Great Lakes Water levels.— J. eseol, 1976, N4, p. 455—465.
109. Cox D. R., Stnart A. Quich sigh tests for trend in location and dispersion — Biometrika, 1955, v. 42, p. 80—95.
110. Otten A. M. J. Van Montford the Power of two tests on the type of dispersion ox extremes.— J. of Hydrology, 1978, 37, p. 195—199.
111. Pearson K., Sekar C. The efficiensy of statistical tools and a criterion for the rejection of outlying observations.— Biometrika, 1936, v. 28, p. 308—320.
112. Vnjuca Dr., Yevjevich V. Fluctuations of wet and dry years. Part II. Analisis by serial correlation.— Hydrology Papers Colorado State University, June 1964, N 4, p. 1—49.

СОДЕРЖАНИЕ

Предисловие 3

1. Статистические методы анализа многолетних колебаний речного стока . 5

1.1. Основные предпосылки методов математической статистики и особенности рядов гидрологических характеристик . . . . . —
1.2. Обобщение статистических критериев однородности для распределения Пирсона III типа и модели простой цепи Маркова 8
1.2.1. Алгоритм расчета распределений статистик критериев с использованием метода статистических испытаний . . . . . —
1.2.2. Обобщение критериев оценки резко отклоняющихся элементов выборки 10
1.2.3. Обобщение критериев оценки однородности средних, дисперсий и функций распределения 27
1.3. Статистические методы оценки случайности временных рядов . . . 38
1.4. Методы сглаживания многолетних колебаний речного стока 40
1.5. Методы оценки пространственной структуры колебаний речного стока 41

2. Годовой сток 46

2.1. Оценка случайности многолетних колебаний . . . . . —
2.2. Анализ автокорреляционных функций 72
2.3. Районирование коэффициентов автокорреляции по территории СССР 90
2.4. Зависимости коэффициентов автокорреляции от морфометрических характеристик водосборов 101
2.5. Оценка коэффициентов асимметрии 107
2.6. Анализ стационарности многолетних колебаний 109
2.7. Анализ стационарности многолетних колебаний факторов годового стока 117
2.8. Территориально-общие зависимости параметров распределения среднего годового стока от морфометрических характеристик водосборов 125
2.9. Оценка пространственно-временных корреляционных функций . . . 139

3. Минимальные средние месячные зимние и наименьшие годовые расходы воды рек 170

3.1. Характеристика исходных данных 172
3.2. Повторяемость и длительность группировок лет различной водности 174
3.3. Оценка случайности многолетних колебаний 178
3.4. Анализ автокорреляционных функций 184
3.5. Анализ стационарности многолетних колебаний 200
3.6. Циклические колебания минимального зимнего стока 216
3.7. Оценка пространственно-временных корреляционных функций . . . 226
3.8. Факторы, обусловливающие многолетние колебания зимнего стока 231
3.8.1. Характеристика использования данных по осадкам и температуре воздуха теплого периода . . . . . —
3.8.2. Анализ внутрирядной связанности многолетних колебаний осадков и температуры воздуха теплого периода 232
3.8.3. Оценка стационарности многолетних рядов осадков и температуры воздуха теплого периода 240
3.8.4. Влияние изменений климатических факторов на минимальный сток рек 245

3.8.5. Численная оценка изменений обусловливающих факторов, которые могут приводить к значимым изменениям функции-отклика 247
3.8.6. Анализ влияния хозяйственной деятельности на минимальный сток (на примере рек бассейна р. Иртыша) 250

4. Минимальные средние месячные летне-осенние расходы воды рек . . . 267

4.1. Характеристика исходных данных . . . . . —
4.2. Расчет маловодных и многоводных группировок лет . . . . . —
4.3. Оценка случайности многолетних колебаний 273
4.4. Анализ стационарности многолетних колебаний 277
4.5. Анализ автокорреляционных функций 280
4.6. Циклические колебания минимального летне-осеннего стока 284
4.7. Оценка пространственно-временных корреляционных функций . . 292

5. Подземное питание рек 296

5.1. Характеристика исходных данных . . . . . —
5.2. Оценка случайности многолетних колебаний 308
5.3. Анализ автокорреляционных функций 313
5.4. Анализ стационарности многолетних колебаний 330
5.5. Циклические колебания подземного стока 338
5.6. Оценка параметров распределения временных рядов 345

6. Уровенный режим озер 353

6.1. Характеристика исходных данных . . . . . —
6.2. Оценка случайности многолетних колебаний 354
6.3. Формирование колебаний уровня озер 355
6.4. Оценка стационарности многолетних колебаний 359
6.5. Анализ автокорреляционных функций 361
6.6. Циклические колебания уровня озер 365

Список литературы 370

Монография

Пространственно-временные колебания стока рек СССР

Редактор Л. А. Чепелкина. Художник И. Г. Архипов. Художественный редактор В. В. Быков. Технический редактор Н. И. Перлович. Корректор Т. В. Алексеева.

Н/К

Сдано в набор 14.03.88. Подписано в печать 06.07.88. М-27145. Формат 60×90¹/₁₆. Бум. тип. № 2. Лит. гарн. Печать высокая. Печ. л. 23,5. Кр.-отт. 23,5. Уч.-изд. л. 26,29. Тираж 470 экз. Индекс ГЛ-25. Заказ № 717. Цена 3 руб. 60 коп.

Гидрометеоиздат, 199226. Ленинград, ул. Беринга, 38

Ленинградская типография № 4 ордена Трудового Красного Знамени Ленинградского объединения «Техническая книга» им. Евгении Соколовой Союзполиграфпрома при Государственном комитете СССР по делам издательств, полиграфии и книжной торговли. 191126, Ленинград, Социалистическая ул., 14.

Отпечатано с набора в Ленинградской типографии № 4 ордена Трудового Красного Знамени Ленинградского объединения «Техническая книга» им. Евгении Соколовой Союзполиграфпрома при Государственном комитете СССР по делам издательств, полиграфии и книжной торговли. 190000, Ленинград, Прачечный переулок, 6. Зак. 453.