

гулированности стока в условиях Белоруссии. — В сб.: IV юбилейная республиканская конференция по вопросам метеорологии, гидрологии, агромикрোকлиматологии. Вильнюс, 1970. 4. Энергетические ресурсы СССР. Гидроэнергетические ресурсы. М., 1967. 5. Андреев В.Г. Внутригодовое распределение речного стока. Л., 1960. 6. Гончаров Б.М. Характеристики внутригодовой неравномерности стока рек Белоруссии. — В сб.: Водное хозяйство Белоруссии. Вып. 1. Минск, 1971. 7. Лившиц И.М. Внутригодовая естественная зарегулированность стока рек Полесской низменности. — В кн.: Международный симпозиум по гидрологии заболоченных территорий. Т.2. Минск, 1973. 8. Кочерин Д.И. Обеспеченность расходов в году и ее характеристика по реальным данным для рек СССР. — В сб.: Вопросы инженерной гидрологии. М. — Л., 1932. 9. Соколовский Д.Л. Речной сток. М., 1968. 10. Шульц В.Л. Реки Средней Азии. М., 1949. 11. Лившиц И.М. Расчет кривых суммарного стока. В сб.: Водное хозяйство Белоруссии. Вып. 1. Минск, 1971. 12. Лившиц И.М. Сезонное и месячное распределение стока на территории Полесья. — "Труды института мелиорации, водного хозяйства АН БССР", 1955, т. 6. 13. Крицкий С.Н., Менкель М.Ф. О двоякоограниченной кривой распределения вероятностей и применения ее к гидрологическим расчетам. — В сб.: Проблемы регулирования речного стока. Вып. 6. М., 1965. 14. Романовский В.И. Математическая статистика. М. — Л., 1938. 15. Mosonyi E. Wassekraftwerke. Band 1 (niederdruckanlagen), Budapest, 1956.

УДК 551 48

Н.П. Артемьева, И.М. Лившиц

## ПОСТРОЕНИЕ ОБОБЩЕННЫХ МОДЕЛЕЙ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕРОЯТНОСТЕЙ МИНИМАЛЬНОГО СТОКА РЕК ПОЛЕСЬЯ

Точность оценок параметров кривых распределения вероятностей, полученных на основании имеющихся рядов наблюдений, невелика. Значения нормы и стандартного отклонения могут быть вычислены с удовлетворительной для практики точностью. Коэффициент же асимметрии, рассчитанный по ряду наблюдений, весьма ориентировочно отражает характер распределения при низких значениях вариации ряда, а при высоких

значений становится возможной приближенная, хотя и грубая, оценка асимметрии распределения.

В последние годы в отечественной литературе освещались некоторые направления по привлечению дополнительной информации для получения более точных оценок характеристик кривых распределения вероятностей гидрологических рядов. Несмотря на кажущуюся общность пространственно - временного подхода к изучению распределения гидрологических величин, теоретические предпосылки всех направлений различны.

В основу методики объединенного анализа, разработанной Г.А. Алексеевым [1,2], положено предположение, что в однородном по условиям формирования районе эмпирические кривые распределения вероятностей исследуемой характеристики речного стока, полученные в разных створах наблюдений, являются реализациями одного и того же процесса, т.е. имеют одинаковый тип функции распределения и равные параметры. Реально существующие различия между эмпирическими кривыми объясняются случайными ошибками различного происхождения, причем для некоторых створов значительное отклонение (т.е. превышающее установленные пределы случайных колебаний) объясняется влиянием азональных факторов, не характерных для всего района. Таким образом, процесс формирования гидрологической характеристики в однородном физико-географическом районе описывается объединенной кривой распределения вероятностей, полученной на основе статистически однородного материала наблюдений в различных створах района.

Методика совместного анализа данных наблюдений, разработанная С.Н. Крицким и М.Ф. Менкелем [3,4] и реализованная Е.Г. Блохиновым [5], основана на использовании общности закономерностей колебаний стоковых характеристик гидрологически сходных бассейнов. Предполагается, что характеристики стока каждого из бассейнов, входящих в состав рассматриваемой группы, имеют общий тип функции распределения вероятностей, но параметры варьируют в силу неполной синхронности колебаний метеорологических факторов в каждом бассейне и различий в ландшафте и климате. Неполная синхронность колебаний метеозадающих факторов порождает случайную составляющую, а различия в ландшафте и климате вызывают географическую составляющую изменчивости гидрологических характеристик. Использование общности закономерностей для множества объектов позволяет увеличить объем информации и повысить точность их расчета.

Таким образом, оба метода базируются на анализе закономерностей колебаний элементов водного режима во времени с привлечением дополнительной информации о характере их изменения в пространстве и имеют цель уточнения параметров временных кривых распределения вероятностей.

Совершенно по-иному выполняется пространственно-временной анализ при построении обобщенных кривых обеспеченности стоковых характеристик [6,7]. В основу этого анализа положена гипотеза "условной эргодичности", сформулированная для гидрологических процессов Г.П. Калининым [7]. Согласно гипотезе пространственная кривая распределения, построенная с учетом различий статистических параметров по нормированным разовым наблюдениям на реках достаточно большого района, совпадает с осредненной временной кривой, построенной также по нормированным наблюдениям на тех же реках. Пространственно-временной анализ для построения обобщенных кривых обеспеченности основных характеристик речного стока выполнен на огромном фактическом материале [6] и позволил выявить определенную связь между параметрами распределения, наблюдаемую в природных условиях.

В настоящей работе пространственно-временной анализ данных наблюдений по минимальному стоку рек Полесской низменности выполнялся согласно методике, разработанной Г.А. Алексеевым. Кроме того, была сделана попытка установить, как влияют на результаты объединенного анализа количество створов и продолжительность наблюдений в отдельных створах, привлекаемых к анализу.

По климатическим условиям и условиям подстилающей поверхности район Полесской низменности с некоторым приближением может считаться однородным физико-географическим районом.

В рассматриваемом районе для анализа были произвольно выбраны 40 пунктов наблюдений стационарной гидрологической сети, которые достаточно равномерно освещают территорию Полесской низменности. Площадь водосборов выбранных бассейнов изменяется от 118 до 120 000 км<sup>2</sup>, продолжительность наблюдений колеблется от 11 до 83 лет (по 1967 г. включительно). Объединенный анализ выполняется для четырех характеристик минимального стока рек Полесья: среднесуточных минимумов летне-осенней и зимней межени и среднемесячных минимумов обеих межени.

Наименее жесткое и наиболее общее требование к вероятностным закономерностям изменения стоковых характеристик в однородном районе заключается в предположении об общности типа функции распределения.

Проверка этого предложения для минимального стока в Полесье осуществлялась с помощью различных статистических критериев [8], которые позволили установить, что эмпирические кривые распределения минимумов (суточных и месячных) обеих меженей для большей части предварительно намеченных створов хорошо аппроксимируются биномиальной кривой  $C_S = 2C_V$ . Заметное отклонение эмпирических кривых от теоретических кривых распределения было отмечено только для таких створов, как Уборть-Рудня (летние суточные минимумы), Тня-Броники (зимние суточные), Смолка-Суслов, Стоход-Любешов, Турья-Ковель (летние месячные; зимние месячные), Вырка-Сварыни (зимние месячные минимумы).

Окончательно для пространственно-временного анализа были отобраны створы, в которых эмпирические кривые распределения минимальных расходов воды не отклонялись значительно от биномиальной кривой. Для совокупности месячных минимумов летне-осенней межени, таким образом, было отобрано 37 створов, для совокупности месячных минимумов зимней межени - 37 створов; в совокупность суточных минимумов летне-осенней межени вошли 38 створов, зимних суточных минимумов - 37 створов.

Затем делается более жесткое предположение о характере эмпирических кривых распределения вероятностей в каждой совокупности, а именно: в однородном по условиям формирования стока районе эмпирические кривые распределения вероятностей исследуемой характеристики стока являются статистически однородными, т.е. имеют общий тип функции распределения и равные параметры. Это предположение, подлежащее проверке, является необходимым условием того, чтобы совокупность эмпирических кривых распределений стоковой характеристики в различных створах можно было считать реализациями одного и того же процесса формирования стока в рассматриваемом районе.

Проверка статистической однородности проводилась для совокупностей модульных коэффициентов минимумов. Нормирование на среднюю величину минимального расхода в каждом створе наблюдений приводило к исключению неоднородности по средним значениям в каждой из четырех рассматриваемых со-

вокупностей. Весьма важным при этом является по возможности точное определение средней величины минимального расхода в каждом створе наблюдений. Поэтому был выполнен также анализ на выявление и исключение нерепрезентативных членов в каждом ряду наблюдений с помощью статистических критериев для выявления резко отклоняющихся членов [9]. В результате такого анализа в каждом имеющемся ряду наблюдений были исключены минимальные расходы, которые оказались статистически и генетически разнородными с остальными расходами ряда.

Эмпирическое распределение какой-либо характеристики случайного процесса, полученное по единственному и ограниченному ряду наблюдений в отдельном створе, является весьма приблизительной оценкой истинной кривой распределения, которая всегда остается неизвестной [1].

Условия статистической однородности (общность типа функции распределения и равенство параметров) должны выполняться для неизвестных истинных кривых распределения, приближенными оценками которых являются рассматриваемые эмпирические распределения.

Предполагается, что объединенные кривые распределения, построенные по большому числу точек, в какой-то мере устраняют возможные случайные ошибки, и из всех рассматриваемых эмпирических распределений ближе всего к истинным кривым распределения. Поэтому проверку гипотезы однородности эмпирических распределений рекомендуется проводить путем сравнения их с построенными объединенными кривыми распределения [1,2].

Математическая статистика располагает большим числом критериев для проверки однородности совокупности эмпирических распределений. В работе [10] обоснована непригодность для таких проверок критериев парного сравнения. Более надежные результаты можно ожидать от непараметрических критериев, разработанных для совокупности эмпирических распределений. Такими критериями являются критерий согласия А.Н. Колмогорова и критерий Г.А. Алексеева, которые основаны на сравнении отклонений эмпирических распределений от объединенной кривой с допустимыми при принятом уровне значимости. Надежность и удобство этих критериев объясняется тем, что они применимы к любому типу распределения, полностью используют информацию, которая содержится в эмпирических распределениях, не связаны с оценками их параметров, которые из-

ограниченности рядов могут содержать большие погрешности вычисления, позволяют устанавливать однородность (неоднородность) самого распределения, т.е. общность типа функции распределения и равенство параметров, в отличие от параметрических критериев, дающих возможность отдельной проверки равенства одного из параметров (например, критерий Стьюдента – для средних значений, критерий Фишера, Q – критерий – для дисперсий и т.п.).

Критерий Колмогорова [11] основан на определении вероятности появления максимального отклонения эмпирического распределения от теоретического, в качестве которого может быть принята объединенная кривая, если она получена по большому числу точек. Критерий Алексеева [2] основан на соответствии эмпирического и теоретического распределения эмпирических точек относительно средней кривой. Оба критерия позволяют работать при любом уровне значимости. Проверка однородности в настоящей работе проводилась при 5%-ном уровне значимости.

С помощью критерия Колмогорова сопоставляются интегральные функции распределения – эмпирическая  $P_n(x)$  и теоретическая  $P(x)$ . В нашем случае в качестве теоретической рассматривается объединенная кривая распределения. Вероятность того, что максимальное отклонение эмпирического распределения от объединенной кривой

$$D = \max |P_n(x) - P(x)| \quad (1)$$

превосходит значение  $\frac{\lambda}{\sqrt{n}}$ , определяется по формуле

$$k(\lambda) = 1 - 2 \sum_{i=1}^{\infty} (-1)^i e^{-2i^2 \lambda^2} \quad (2)$$

при любом  $\lambda > 0$ . Вероятность неперевышения  $k(\lambda)$  для различных значений  $\lambda = D\sqrt{n}$  приводится в таблицах, содержащихся в [15]. Вычисленные значения  $k(\lambda)$  сравниваются с критическим  $k(\lambda) = 0,05$ . Если вычисленные значения  $k(\lambda)$  не превосходили критическое, то это означало, что осуществилось маловероятное событие, следовательно, расхождение между эмпирическим распределением и объединенной кривой следует признать значимым, появление такого расхождения нельзя объяснить случайными колебаниями. Если же найденное значение  $k(\lambda)$  превышало критическое, то расхождение между сравниваемыми распределениями признавалось случайным.

По критерию Алексеева на основании свойств дискретного биномиального распределения определяются верхняя и нижняя  $P\%$ -ные границы колебаний эмпирической вероятности превышения рассматриваемого значения  $x = \text{const}$ . При уровне значимости критерия 5%-ная верхняя и 95%-ная нижняя границы пределов колебаний эмпирических вероятностей определялись по таблице, приведенной в [2] для средней длины ряда, включенного в объединенную кривую в каждой совокупности.

Совокупность эмпирических распределений считается практически однородной, если за пределы 95%-ных границ попадет эмпирических точек не более, чем

$$k = N (1 - P), \quad (3)$$

где  $N$  – общее число эмпирических точек в рассматриваемой совокупности;  $P$  – принятый уровень надежности критерия.

Проверка практической однородности эмпирических распределений проводилась по обоим критериям путем сравнения индивидуальных эмпирических распределений минимумов с объединенными кривыми, построенными для каждой совокупности.

Вообще говоря, построение объединенной кривой распределения по эмпирическим кривым может производиться разными способами: 1) объединение всех эмпирических точек в один ранжированный ряд; 2) осреднение абсцисс эмпирических распределений, т.е. вероятностей превышения, соответствующих определенным значениям модульных коэффициентов; 3) осреднение ординат эмпирических кривых распределения, соответствующих определенным вероятностям превышения; 4) осреднение параметров эмпирических кривых распределения.

Из всех четырех способов построения объединенной кривой только первый отвечает самому смыслу объединения эмпирических распределений в единый статистический ряд и поэтому является наиболее предпочтительным при проведении подобных анализов. Из остальных способов ближе всего к первому второй, так как он при объединении равных по объему выборок совпадает с первым, а при объединении выборок неодинакового объема расхождение не может быть существенным. Два последних способа построения объединенных кривых отличаются от первых двух и приводят к практически совпадающим результатам [12].

В настоящей работе построение объединенных кривых осуществляется первыми тремя способами для каждой из четырех совокупностей.

Таблица 1

Способ построения объединенной кривой	Значимые отклонения эмпирических распределений от обобщенных			
	Летние минимумы		Зимние минимумы	
	месячные	суточные	месячные	суточные
Ранжирование эмпирических точек	1. Припять - Туров 2. Птичь - Кринка 3. Случь - Ленин	1. Припять - Туров 2. Птичь - Кринка 3. Горьнь - Горьнь	1. Птичь - Лучицы 2. Уборть - Краснобережье 3. Сгырь - Луцк 4. Бережанка - Рудня	1. Птичь - Лучицы 2. Уборть - Краснобережье 3. Сгырь - Луцк
Осреднение вероятностей превышения	1. Птичь - Кринка	1. Птичь - Кринка 1. Припять - Туров 3. Горьнь - Горьнь	1. Птичь - Кринка 2. Птичь - Лучицы 3. Словечна - Кузьмичи 4. Сгырь - Луцк 5. Бережанка - Рудня	1. Птичь - Лучицы 2. Уборть - Краснобережье
Осреднение ординат эмпирических кривых распределения	1. Птичь - Кринка 2. Случь - Ленин	1. Птичь - Кринка 2. Бобрин - Парохонск	1. Птичь - Кринка 2. Припять - Туров 3. Птичь - Лучицы 4. Словечна - Кузьмичи 5. Сгырь - Луцк 6. Бережанка - Рудня	1. Уборть - Краснобережье 2. Словечна - Кузьмичи



В рассматриваемых совокупностях значимо отклоняющимися от своих объединенных кривых, построенных различными способами, оказались эмпирические распределения практически в одних и тех же створах (табл.1). Однако результаты, полученные для объединенных кривых, построенных методом ранжирования эмпирических точек (первый способ), хорошо совпадают для совокупностей месячных и суточных минимумов обеих меженей, и поэтому являются более последовательными. Они также хорошо согласуются с результатами проверки однородности, полученными для кривых, построенных методом осреднения вероятностей превышения (второй способ).

Результаты анализа показали, что в районе Полесской низменности эмпирические распределения только зимних месячных минимумов оказались статистически неоднородными (число эмпирических точек, выходящих за пределы 95%-ных границ получилось существенно большим, чем допустимо по критерию Алексеева, а число эмпирических распределений, значимо отклонившихся от объединенной кривой, существенно больше, чем можно было бы ожидать при 5%-ном уровне значимости по критерию Колмогорова). Остальные совокупности оказались практически однородными по обоим критериям.

Оба критерия показали хорошо совпадающие результаты. Для тех эмпирических распределений, которые по критерию Колмогорова значимо отклонялись от объединенных кривых (или показали отклонение со сравнительно малой вероятностью появления), по критерию Алексеева получено наибольшее число точек, выходящих за допустимые границы.

Следует также отметить, что оба критерия дополняют друг друга и могут успешно использоваться одновременно. Критерий Алексеева дает возможность проводить проверку практической однородности всей совокупности эмпирических распределений, а критерий Колмогорова позволяет выявить те эмпирические распределения, которые являются неоднородными в рассматриваемой совокупности.

Статистические методы решают вопрос о практической однородности рассматриваемых эмпирических распределений формально, поэтому их показания должны дополняться генетическим анализом условий формирования минимумов в исследуемом районе. Такой анализ возможен, так как район Полесья хорошо изучен, опубликованы подробные сведения по оценке надежности и качества материалов по стоку, сделан анализ фак-

торов, осложняющих изучение и подсчет стока и приводящих к погрешностям в опубликованном материале по стоку [13,14].

Подсчет минимального стока рек Полесья часто осложняется особенностями гидрологических условий: малыми скоростями течения (ниже чувствительности гидрометрических приборов), сложностью учета стока при ледяном покрове и зимних вскрытиях, влиянием водной растительности и деформации русла [13].

Изучение эмпирических распределений модульных коэффициентов минимумов показало, что почти все точки, выходящие за пределы 95%-ных границ, находятся в нижней части эмпирических кривых распределения, т.е. в областях наименьших расходов, где в силу указанных причин измерение и подсчет стока может иметь наибольшие погрешности.

Как показали результаты анализа, выполненного объективными методами, эмпирические распределения зимних месячных минимумов являются наименее устойчивыми. Только для этой совокупности гипотеза об однородности эмпирических распределений не подтвердилась.

Помимо указанных факторов, осложняющих изучение стока, на отдельных реках трудности учета стока связаны с влиянием локальных местных факторов. Несмотря на тщательно проведенный анализ и внесенные исправления, в опубликованных данных по стоку имеются невязки по длине и между отдельными реками. Например, на р.Птичь у водпоста Кринка в межень происходит отток воды (до 20 - 25%) из р.Птичь в р.Свислочь по каналам, расположенным между постами Кринка и Русаковичи. Сток между этими постами плохо увязывается. Плохо увязывается сток по длине р.Ясельда на участке между постами у г.Береза и с.Сенин. Причины невязки стока на этих реках не установлены.

Как видно из табл.1, эмпирические распределения минимумов на р.Птичь у с.Кринка существенно отличаются от объединенных кривых во всех четырех совокупностях. Значительно отклонялись от объединенных кривых эмпирические распределения летних (суточных и месячных) минимумов р.Ясельда (у п. Береза), суточных минимумов обеих меженей р.Случь (у п. Новодворцы). Таким образом, отмеченная невязка стока по длине отдельных рек, заметно сказывающаяся на эмпирических распределениях минимумов в некоторых створах, выявляется при проведении объединенного анализа данных наблюдений.

На п.Краснобережье (по-старому Злодин) на р.Уборть и Андреевка на р.Оресса сказывается влияние лесосплавных плотин; на р.Словечно-Кузьмичи возможен подпор от р.Батьюля; на р.Случь-Новодворцы подсчет стока осложняется влиянием отводной канавы; на р.Бобрик-Парохонск измерение стока осложняется широкой поймой с протоками. Почти для всех перечисленных рек оба критерия показали заметное (хотя и не для всех рек значимое) отклонение эмпирических распределений от объединенных кривых.

Таким образом, результаты качественного и статистического анализа надежности материалов по минимальному стоку не противоречат друг другу. Значительное отклонение некоторых эмпирических распределений минимумов от объединенных кривых, установленное объективными методами, связано или с нарушениями естественного режима стока, или с неточностями гидрометрии и методик подсчета стока. Это дает основание считать полученные результаты практической однородности минимумов для большинства рассматриваемых рек достаточно надежными и обоснованными.

По результатам критерия Колмогорова из всех совокупностей были исключены эмпирические распределения минимумов, отклонения которых от объединенных кривых оказались значимыми. По оставшимся распределениям для каждой совокупности были построены уточненные объединенные кривые распределения и вычислены параметры по стандартным формулам.

Влияние корреляции на распределение выборочных параметров выражается в том, что рассеяние выборочных оценок параметров в совместно анализируемой совокупности при наличии связанности между рядами (пространственная корреляция) и между членами выборок (временная корреляция) меньше, чем для независимых случайных величин [4,10, 15].

Коэффициенты пространственной корреляции между рядами минимальных расходов вычисляются для рек, имеющих период наблюдений более 25 лет. Полученные значения коэффициентов межрядной корреляции показали, что как суточные, так и месячные минимумы на рассматриваемой территории являются в основном слабо связанными величинами. Средние значения коэффициентов межрядной корреляции для четырех анализируемых совокупностей приведены в табл.2.

Учет влияния межрядной корреляции на вычисленные параметры объединенных кривых проводился согласно рекомендациям [4].

Таблица 2

Коэффициенты корреляции	Месячные минимумы		Суточные минимумы	
	лето	зима	лето	зима
$r_{ср}$	0,29	0,15	0,12	0,00

Таблица 3

Параметры объединенных кривых	Месячные минимумы		Суточные минимумы	
	лето	зима	лето	зима
$C_v$	0,56	0,57	0,58	0,56
$C_s$	1,21	1,20	1,07	1,12
$C_s/C_v$	2,16	2,10	1,86	2,00
$\epsilon_{C_s}^n, \%$	957	844	950	905
$\epsilon_{C_s}, \%$	4,10	2,84	3,08	2,56
$\epsilon_{C_v}, \%$	11,2	13,1	17,5	13,3

Вычисленные коэффициенты временной корреляции между смежными членами рядов месячных минимумов летней и зимней меженок оказались в среднем равными, соответственно 0,21 и -0,11. Связь между смежными членами рядов суточных минимумов не определялась, но она едва ли может быть более чем для месячных минимумов.

Полученные значения коэффициентов внутрирядной корреляции учитывались при вычислении объемов эквивалентно независимой информации по формулам Г.А. Алексеева [15].

Вычисленные параметры построенных объединенных кривых распределения модульных коэффициентов минимумов, их относительные среднеквадратические ошибки и число членов в каждой совокупности, по которому определялись параметры, приведены в табл.3.

С помощью критерия согласия Колмогорова было установлено, что построенные объединенные кривые распределения модульных коэффициентов всех четырех исследованных совокупностей хорошо аппроксимируются теоретическими кривыми трехпараметрического гамма-распределения (кривые Крицкого и Менкеля) с параметрами, равными вычисленным.

Известный интерес может представить оценка влияния числа пунктов наблюдений и продолжительности наблюдений на результаты объединенного анализа. Для того чтобы ответить на этот вопрос, было построено несколько моделей. Моделирование

Таблица 4

Характеристика рядов	Исходный ряд	Ансамбли				
		I	II	III	IV	V
Число объединяемых створов	34	25	15	21	21	21
Общее число эмпирических точек	957	782	382	393	290	189
Средняя продолжительность наблюдений (лет)	28,2	31,2	25,4	18,8	13,8	9,0

объединенных рядов проводилось на примере совокупности летних месячных минимумов.

В качестве исходного ряда рассматривалась совокупность летних месячных минимумов, включающая 34 поста Белорусского и Украинского Полесья с полным периодом наблюдений. Остальные ансамбли строились по данным наблюдений постов Белорусского Полесья. В первый ансамбль вошли 25 створов наблюдений на реках Белорусского Полесья с полным периодом наблюдений. Во второй ансамбль включались данные наблюдений на одном створе каждой реки (всего 15 створов). В третий, четвертый и пятый ансамбль вошли данные наблюдений 21 створа Белорусского Полесья соответственно за последние 20, 15 и 10 лет (по 1967 г. включительно). Характеристики исходного ряда и моделируемых ансамблей приведены в табл. 4.

Объединенный анализ данных наблюдений в каждом моделируемом ансамбле проводился по следующей методике: для каждого ряда анализировалось содержание нерепрезентативных членов, строилась объединенная кривая методом ранжирования эмпирических точек, с помощью критерия Колмогорова проводилась проверка статистической однородности эмпирических распределений в каждом ансамбле и вычислялись коэффициенты межрядной корреляции.

Анализ на содержание нерепрезентативных членов в рядах минимальных расходов моделируемых ансамблей, выполненный с помощью статистических критериев, позволил выявить в некоторых рядах резко отклоняющиеся члены, которые исключались из дальнейшего анализа. Поэтому средняя продолжительность наблюдений в ансамблях 20-, 15- и 10-летия оказалась меньше указанных лет (табл. 4).

Было установлено, что рассматриваемые ансамбли эмпирических распределений минимумов практически однородны. В первом и во втором ансамблях заметное отклонение от своих

объединенных кривых отмечено в тех же створах, что и для исходного ряда (табл.1). В ансамблях 20-, 15- и 10-летия наиболее заметное (хотя и незначимое при 5%-ном уровне) отклонение от объединенных кривых получено в створах Ясельда-Берега, Птичь-Кринка и Чертень-Некрашевка, в которых существенно влияние местных азональных факторов. Эти три ансамбля отличаются от первых двух и исходного ряда тем, что в них меняются сами эмпирические распределения, т.е. рассматриваются ряды наблюдений за периоды 1948 - 1967, 1953 - 1967 и 1958 - 1967 гг. Тем не менее и в этих ансамблях заметно отклонялись от объединенных кривых эмпирические распределения, где особенно существенно влияние местных факторов, осложняющих измерение и подсчет стока.

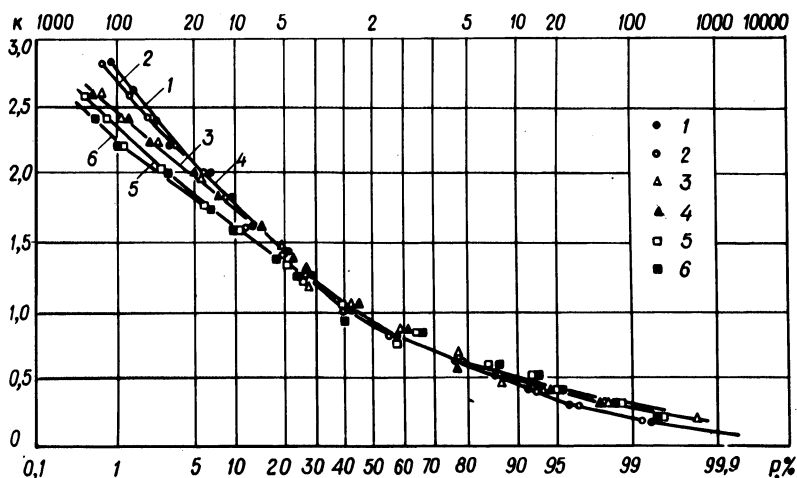


Рис. 1. Объединенные кривые распределения минимальных модульных коэффициентов для исходного ряда и моделируемых ансамблей: 1 - исходный ряд; 2-6 - соответственно I, II, III, IV, V моделируемые ансамбли.

Построенные объединенные кривые исходной совокупности и пяти моделируемых ансамблей практически полностью совпадают в нижней части, за исключением ветви при обеспеченностях менее 15% (рис.1). Основное различие построенных кривых заключается в амплитуде, или размахе, варьирования, причем размах варьирования имеет прямую связь с числом эмпирических точек, принятых к объединению, и со средней продолжительностью наблюдений в ансамбле. Отмеченный факт, вероятно может объясняться тем, что на территории Полесья десятилетие 1958 - 1967 гг., как показал анализ цикличности колебаний

Таблица 5

Параметры	Исходный ряд	Ансамбли				
		I	II	III	IV	V
$C_v$	0,58	0,58	0,52	0,56	0,52	0,54
$C_s$	1,21	1,27	1,00	1,13	1,05	0,84
$C_s/C_v$	2,16	2,27	1,82	2,02	2,02	1,56
$\epsilon_{C_v}, \%$	4,10	4,13	5,31	4,55	5,35	6,62

минимумов, для большей части рек характеризовалось устойчивой водностью. Модульные коэффициенты в ансамбле десяти-летних мало варьируют по абсолютной величине, в результате чего получена объединенная кривая с самой малой амплитудой варьирования. Двадцатилетие 1948 – 1967 гг. охватывает периоды как с повышенной, так и с пониженной водностью, амплитуды колебания модульных коэффициентов в каждом створе наблюдений больше и объединенная кривая идет круче.

Параметры объединенных кривых моделируемых ансамблей, вычисленные с учетом межрядной и внутрирядной корреляции, приведены в табл.5.

Совпадение параметров объединенных кривых в пределах точности расчета для всех моделируемых ансамблей и исходного ряда показывает, что объединенный анализ данных наблюдений по минимальному стоку в однородном физико-географическом районе приводит к получению устойчивых результатов, независимо от продолжительности наблюдений и числа объединяемых створов, хотя, безусловно, весьма желательным является включение в анализ створов (хотя бы одного) с длинным периодом наблюдений, освещающих несколько периодов с различной водностью.

## Резюме

1. Построенные обобщенные модели распределения вероятностей минимального стока рек Полесья рекомендуются в качестве расчетных для неизученных и мало изученных рек района.

2. Сравнение нескольких моделей объединенных кривых, различающихся числом объединяемых створов и длиной рядов наблюдений, показало, что пространственное объединение данных наблюдений в однородном физико-географическом районе приводит к получению устойчивых и надежных результатов.

## Л и т е р а т у р а

1. Алексеев Г.А. Объективные статистические методы расчета и обобщения параметров максимального дождевого стока. – В сб.: Международный симпозиум по паводкам и их расчетам. Л., 1969.
2. Алексеев Г.А. Объективные методы выравнивания и нормализации корреляционных связей. Л., 1971.
3. Крицкий С.Н., Менкель М.Ф. О методике совместного анализа наблюдений за стоком гидрологически сходных бассейнов. – "Труды ГГИ", 1970, вып.180.
4. Крицкий С.Н., Менкель М.Ф. Об оценке параметров распределения вероятностей по группе коррелятивно связанных гидрологических рядов. – "Труды ГГИ", 1970, вып.180.
5. Блохинов Е.Г. Распределение вероятностей величин речного стока. М., 1974.
6. Евстигнеев В.М. и др. Расчет речного стока по обобщенным кривым обеспеченности. М., 1975.
7. Калинин Г.П. Проблемы глобальной гидрологии. Л., 1968.
8. Артемьева Н.П. Применение статистических критериев для проверки гипотезы о законе распределения минимальных в году суточных расходов воды рек Полесья. – "Труды ГГИ", 1973, вып.196.
9. Артемьева Н.П., Лившиц И.М. Применение статистических критериев для исключения резко выделяющихся членов гидрологических рядов. – В сб. Водное хозяйство Белоруссии. Вып.2. Минск, 1972.
10. Румянцев В.А. Исследование однородности статистических характеристик гидрометеорологических элементов с учетом временной и пространственной корреляции. – "Труды ГГИ", 1973, вып. 196.
11. Митропольский А.К. Техника статистических вычислений. М., 1971.
12. Крюков В.Ф. Оценка разных способов конструирования генеральных совокупностей путем численных экспериментов. – "Труды ГГИ", 1973, вып.196.
13. Ресурсы поверхностных вод СССР. Т.5. Белоруссия в Верхнее Поднепровье. Ч.1. 2. Л., 1966.
14. Ресурсы поверхностных вод СССР. Основные гидрологические характеристики. Белоруссия и Верхнее Поднепровье. Т.5. Л., 1974.
15. Алексеев Г.А. Методы оценки случайных погрешностей гидрометеорологической информации Л., 1975.