

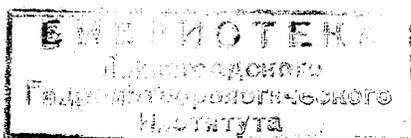
МИНИСТЕРСТВО ВЫСШЕГО И СРЕДНЕГО
СПЕЦИАЛЬНОГО ОБРАЗОВАНИЯ РСФСР

ЛЕНИНГРАДСКИЙ ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИЙ
ИНСТИТУТ

ТРУДЫ
ВЫПУСК 35

ВОПРОСЫ
РАСЧЕТОВ И ПРОГНОЗОВ
СТОКА

Ответственный редактор профессор
доктор технических наук *Д. Л. Соколовский*



ЛЕНИНГРАД
1969

234147

В сборник включены статьи, в которых излагаются результаты научных работ, выполненных сотрудниками и аспирантами кафедры инженерной гидрологии ЛГМИ.

Статьи посвящены анализу и методике расчетов максимальных расходов дождевых паводков, анализу временных рядов стока и других гидрометеорологических элементов и методике их расчета и прогноза.

Сборник представляет интерес для широких кругов специалистов гидрологов, гидротехников и дорожников проектно-исследовательских институтов, а также студентов и аспирантов гидрологической специальности.



*И. Ф. Горошков,
А. А. Самохин,
Н. Н. Соловьева*

МАКСИМАЛЬНЫЕ РАСХОДЫ ДОЖДЕВЫХ ПАВОДКОВ НА РЕКАХ БАСЕЙНА АМУРА И МЕТОДИКА ИХ РАСЧЕТА

Излагаются результаты исследований и обобщений данных по максимальному стоку на реках бассейна Амура, включающих в себя многолетние стационарные наблюдения на сети гидрометслужбы и экспедиционные исследования, проводившиеся кафедрой инженерной гидрологии ЛГМИ на малых водотоках по меткам горизонта высоких вод (ГВВ).

Интенсивное развитие народного хозяйства районов бассейна Амура требует строительства железных и шоссейных дорог большой протяженности, пересекающих огромное количество водотоков. Проектирование мостовых переходов на них затруднено ввиду отсутствия гидрометрических данных по большому числу водотоков, особенно с малыми водосборными бассейнами.

Территория Амурского бассейна расположена в трех ландшафтных зонах и характеризуется большим разнообразием природных условий. Этой огромной территории свойственно многообразие типов рельефа, большое разнообразие почвенного покрова, и специфические особенности других физико-географических характеристик. Муссонный климат Дальнего Востока резко отличается от климата других областей Советского Союза и имеет сложный характер. Атмосферные осадки, являясь основным фактором, формирующим сток рек, крайне неравномерно распределяются как по территории, так и по временам года. Так, годовая норма атмосферных осадков изменяется от 250 мм (бассейны рек верхнего Амура) до 800 мм (горные районы Приморского края). При этом на долю осадков теплого периода (IV—X) в многоводные годы приходится 85—99% годовых сумм осадков. Большая часть осадков теплого периода выпадает в виде отдельных дождей, суточная сумма которых достигает 150—250 мм и более.

Исходя из сказанного становится очевидным, что формулы расчета максимальных расходов воды и их параметры должны быть разработаны по материалам данного района и не могут механически переноситься из других областей.

Работа посвящена вопросу расчета максимальных расходов воды на реках бассейна Амура по формуле, параметры которой разработаны на кафедре инженерной гидрологии ЛГМИ под руководством заслуженного деятеля науки и техники РСФСР, доктора технических наук, профессора Д. Л. Соколовского. В выполнении расчетных работ принимала участие Т. А. Соколова. При производстве этого исследования были использованы материалы наблюдений Гидрометслужбы СССР, полевых обследований ЛГМИ, исследований и обобщений ДВНИГМИ, Дальгипротранса и других учреждений.

Исходные данные по максимальному стоку дождевых паводков

Для анализа максимальных расходов рек ДВК использованы материалы, опубликованные в «Ресурсах поверхностных вод СССР» (Основные гидрологические характеристики т. 18, вып 1—3) и в гидрологических ежегодниках по 1966 г. включительно, а также материалы экспедиций ЛГМИ.

Большинство исходных данных обладает рядом недостатков. Один из них — малая продолжительность наблюдений над максимальными расходами воды дождевых паводков на реках бассейна Верхнего, Среднего и Нижнего Амура, включая бассейн р. Уссури. Этот недостаток наглядно подтверждается данными табл. 1.

Таблица 1

**Количество створов по диапазонам площадей водосборов
и продолжительности рядов наблюдений для рек бассейна Амура
(по состоянию на 1966 г.)**

Лет \ Км ²	< 100	100 — 200	200 — 500	500 — 10 00	1000 — 3000	3000 — 10 000	10 000 20 000	> 20 000	Всего	%
< 10	55	26	39	31	50	29	13	19	262	54
11—15	9	12	15	18	27	12	5	7	105	22
16—20	8	4	7	7	6	8	5	5	50	10
21—30	2	—	2	3	6	10	2	9	34	7
> 30	—	—	—	1	7	2	3	19	32	7
Всего	74	42	63	60	96	61	28	59	483	100
%	15	9	13	12	20	13	6	12	100	

Из табл. 1 видно, что более половины всех створов наблюдений за максимальным стоком дождевых паводков (54%) имеют короткие ряды (< 10 лет) и лишь у 14% створов продолжительность рядов наблюдений более 20 лет. Наиболее длинные ряды наблюдений относятся, как правило, к рекам с площадями бассейнов более 10 000 км².

Вторым, а по значимости может быть и первым, недостатком рядов наблюдений на реках бассейна Амура, особенно в бассейне р. Уссури, является в большинстве случаев значительная погрешность в измерениях максимальных расходов воды чаще всего в сторону преуменьшения их. Эти недостатки в основном обусловлены неучетом расходов воды на поймах и протоках, слабой освещенностью измерениями кривых расходов воды при высоких уровнях, иногда неустойчивостью русла и использованием при вычислении максимальных расходов воды поплавочных измерений с недостаточно обоснованными переходными коэффициентами.

В ряде случаев большие погрешности в измерении максимальных расходов воды получены из-за неучета подпора от сплава леса и других причин, а также вследствие невысокого качества некоторых гидрометрических измерений.

Помимо этого, значительные погрешности при вычислении максимальных расходов воды на малых водотоках часто обусловлены отсутствием фиксации максимальных уровней воды. Последнее объясняется тем, что наблюдения за уровнями воды ведутся, как правило, в два

срока, что для условий рассматриваемого района является неудовлетворительным, так как во время больших паводков высокие уровни, особенно на малых реках, часто проходят в период между сроками наблюдений.

Для возможного устранения отмеченных недостатков был произведен анализ надежности рядов максимального стока на реках бассейна Амура с целью установления опорных пунктов, которые послужили бы основой для получения расчетных характеристик максимального дождевого стока и объективного критерия оценки применения различных косвенных методов расчета максимальных расходов воды дождевых паводков на реках рассматриваемого района.

Основными критериями при установлении опорных пунктов были наименьшие погрешности в измерении максимальных расходов воды в створах наблюдений и достаточная продолжительность рядов максимального стока на них.

В результате анализа было отобрано 92 створа с более или менее надежными и продолжительными рядами наблюдений при различных площадях водосбора (табл. 2).

Таблица 2

Количество опорных створов по диапазонам площадей водосборов и продолжительности рядов наблюдений для рек бассейна Амура

Лет	км ²	<100	100—200	200—500	500—1000	1000—3000	3000—10000	10000—20000	>20000	Всего	%
<10		—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
11—15		1	2	5	3	8	4	4	1	28	30
16—20		2	2	8	4	6	4	2	3	31	34
21—30		—	—	1	2	3	4	2	5	17	19
>30		—	—	—	1	4	1	3	7	16	17
Всего		3	4	14	10	21	13	11	16	92	100
%		3	4	15	11	23	14	12	18	100	

Малая продолжительность наблюдений на реках бассейна Амура вызвала необходимость использовать относительно короткие ряды (< 20 лет) с достаточно удовлетворительными гидрометрическими измерениями в качестве опорных пунктов. Некоторая часть водосборов с $F > 20\,000$ км² была исключена из рассмотрения вследствие большого распыливания паводков при движении их вниз по течению реки в связи со значительным увеличением площадей поперечных сечений.

Необходимо отметить, что в ряде случаев в рядах наблюдений по максимальному стоку опорных пунктов встречаются отдельные годы, в которых максимальные расходы воды определены с погрешностью в $\pm 30-50\%$.

Дополнительно к 92 опорным пунктам для установления потерь максимального паводочного стока использованы материалы в 34 створах с короткими периодами наблюдений, в которых отмечались большие значения коэффициентов стока.

Как видно из табл. 1 и 2, данные стационарных наблюдений по стоку имеются лишь по средним и большим водосборам. Практически совершенно не освещены наблюдениями малые водотоки и лога. Для

восполнения этого недостатка использованы материалы экспедиций ЛГМИ по установлению максимальных расходов воды на логах и малых водотоках по меткам высоких вод.

ЛГМИ проводил экспедиции в различных районах бассейна р. Амур в 1958, 1959, 1960, 1966 и 1967 гг. В результате экспедиционных обследований водосборов и последующей обработки полевых материалов определены максимальные расходы воды по меткам ГВВ на большом числе водотоков.

Анализ этих данных показал, что не все они могут быть использованы для установления характеристик максимального стока и расчетных параметров региональных формул. Для большей части расходов, определенных по меткам ГВВ, не могла быть установлена их повторяемость, так как зачастую обследование водотоков проводилось в малонаселенных и неизученных районах. Кроме того, по большому числу водотоков определенные по ГВВ расходы имели повторяемость, близкую к ежегодной, и, следовательно, практически не представляли ценности. Все такие материалы, не характеризующие надежно максимальный сток, были исключены из последующего анализа.

Вместе с тем часть данных обследований имеет достаточную надежность. Так, экспедицией 1958 г. в бассейне Верхнего Амура на участке ж. д. ст. Ксеньевская — Сковородино был обследован ряд водотоков, на которых в июле 1958 г. прошел исторический паводок. Работы проводились сразу после паводка, метки установлены надежно и расходы, определенные по меткам ГВВ, оценены как 1—2%-ные.

Обследование 1966 г. в районе дороги г. Уссурийск — Краскино проведено по паводку 1965 г., обеспеченность этих расходов определена как 3%-ная. Экспедиция 1967 г. в верховьях р. Вак проведена по паводку 1966 г., обеспеченность расходов которого определена как 10%-ная. Материалы всех этих обследований использованы в дальнейшем анализе.

В других районах работ экспедиций ЛГМИ из всех данных полевых обследований водотоков использованы лишь те, обеспеченность максимальных расходов которых была установлена и оказалась порядка 1—10%. Таким образом, были отобраны максимальные расходы по 96 створам.

Оценивая принятые исходные материалы, можно сделать вывод о достаточной надежности их для практических расчетов и обоснования параметров расчетных формул максимального стока.

В то же время параметры расчетных формул, полученные по принятым исходным данным, естественно, не могут быть более точными, чем сами исходные данные.

Гидрометрические данные по опорным пунктам были использованы для определения статистических параметров максимальных расходов воды дождевых паводков и установления закономерностей их распределения по территории.

Параметры кривых обеспеченности максимальных расходов воды дождевых паводков \bar{Q} , C_v и C_s определены, как уже было отмечено, по 92 гидрометрическим створам. Продолжительность наблюдений в этих створах составляет 10—70 лет. Однако, следует иметь в виду, что ряды наблюдений далеко неоднородны, не только по продолжительности и периодам наблюдений, но и освещению выдающихся паводков. По некоторым створам в состав коротких рядов (10—15 лет) вошли максимальные расходы воды выдающихся наводнений, например наводнение 1958 г. в бассейне Верхнего Амура, наводнения 1938 г. на некоторых

реках Приморья и др. На других же реках выдающиеся наводнения не зарегистрированы.

Анализ совмещенных теоретических и эмпирических кривых обеспеченностей показал, что в преобладающем большинстве случаев и независимо от продолжительности рядов наблюдений, точки, соответствующие наиболее выдающимся максимальным расходам (иногда до 4—5 точек), лежат правее верхней части теоретических кривых обеспеченностей. Это обстоятельство послужило основанием принять в окончательных расчетах для большинства створов значение принятых коэффициентов вариации с учетом положительной величины их средней квадратической ошибки, т. е. как $C_v + \sigma_{C_v}$.

Значения коэффициентов асимметрии на основании анализа эмпирических и теоретических кривых обеспеченности приняты равными $4C_v$.

Максимальные расходы — $Q_{1\%}$ и коэффициенты C_v использованы для определения параметров рекомендуемой расчетной формулы, а также установления зависимостей $C_v = f(\lg F)$, по которым можно вычислить коэффициенты вариации неизученных рек.

Несмотря на разнородность исходных материалов наблюдений, что не могло не отразиться и на разноточности коэффициентов вариации, сравнительно большой объем их по рекам разных размеров позволяет иметь достаточное представление о колебании максимальных расходов дождевых паводков и распределении C_v по различным районам рассматриваемой территории.

Коэффициенты вариации максимальных расходов воды дождевых паводков рек бассейна Амура и Приморья колеблются в очень больших пределах — от 2,00 — 1,80 до 0,30 — 0,25.

В бассейне р. Амура прослеживается определенная закономерность уменьшения этого параметра с запада на восток.

Самые высокие и очень большие значения C_v максимальных расходов имеют реки бассейна Верхнего Амура и особенно засушливых районов степного Забайкалья. Здесь они достигают значения 1,84, преобладают $C_v = 0,70—1,20$ и не снижаются менее 0,47—0,44 на горных реках Ингода (12 500 км²) и Нерча (27 500 км²).

Реки территории Среднего и Нижнего Амура имеют более низкие значения C_v максимальных расходов. Как правило, они не превышают 1,50 — р. Половинка (344 км²) и р. Будунда (2710 км²). Исключением является р. Завитая (2290 км²), C_v максимальных расходов которой достигает 1,82. Преобладают на этой территории значения $C_v = 0,45—0,90$, наименьшие равны 0,38 — р. Гилюй (21 100 км²), 0,26 — р. Уркан (пр.) (15 700 км²).

На территории Приморья колебания максимальных расходов воды дождевых паводков характеризуются также большими изменениями C_v . Здесь наибольшие их значения составляют: 1,68 — р. Белая (350 км²), 1,45 — р. Шегуха (1070 км²), а наименьшие: 0,25 — р. Бикин (21 400 км²).

Приведенные выше в качестве примеров контрольные значения коэффициентов вариации можно считать практически надежными, характеризующими общую закономерность территориального распределения C_v . Кроме того, они также указывают на общую закономерность увеличения C_v с уменьшением площади водосбора рек, которая использована в окончательных расчетах.

Аналитическое выражение зависимости $C_v = f(F)$, принятое одинаковым для рек бассейна р. Амура и Приморья, имеет вид:

$$C_v = b - 0,25 \lg (F + 1),$$

где b — географический параметр, численное значение которого характеризует C_v при $F \rightarrow 0$. Значения параметров b , вычисленные для каждого створа, колеблются в пределах 0,98—2,79. Анализ значений параметра b показывает, что в пределах рассматриваемой территории этот параметр имеет зональное распределение.

На рис. 1 представлена карта зонального распределения параметра b , которая рекомендуется для установления коэффициентов вариации максимальных расходов воды дождевых паводков при отсутствии данных наблюдений. При использовании этой карты следует иметь в виду, что вычисленные значения b относились к центрам тяжести бассейнов. Расчетные значения параметров b устанавливались как осредненные с учетом их величин в смежных районах.

Полученные соотношения C_v , C_s и значения параметров b использованы для приведения максимальных расходов, определенных по меткам ГВВ, к 1%-ным.

Приведенные к 1%-ным расходы по ГВВ, наряду с $Q_{1\%}$ по опорным створам, использованы для вывода районных зависимостей максимальных модулей стока и сравнения расчетов максимальных расходов воды по различным формулам. Естественно, что точность $Q_{1\%}$, определенных по меткам ГВВ, значительно ниже, чем по рядам наблюдений. Но необходимость их использования определяется отсутствием стационарных наблюдений на малых водосборах.

Характеристика и расчет осадков

В качестве исходных данных для характеристики и расчета осадков приняты данные осадкомеров и самописцев дождей на метеорологических станциях и постах. Для вычисления расчетных параметров и максимальных сумм осадков заданной обеспеченности приняты в основном данные пунктов, ряды наблюдений по которым не менее 10 лет. Для характеристики же максимальных сумм осадков использованы все пункты, независимо от продолжительности периодов наблюдений.

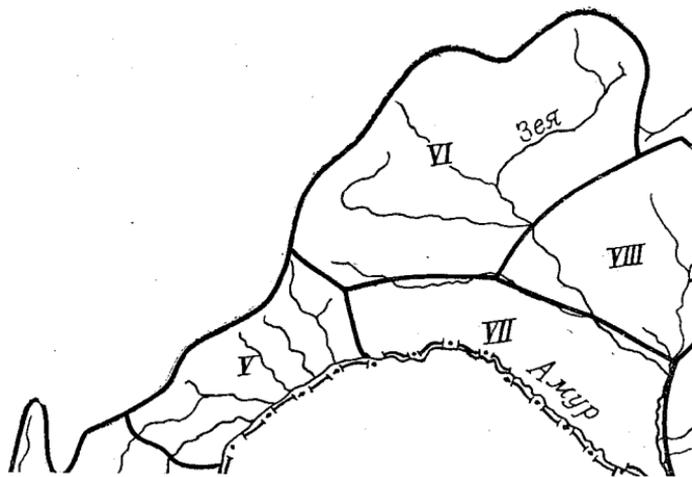
Можно отметить, что наибольшее число метеорологических станций находится в долинах рек и вдоль линии железной дороги. В этих пунктах, как правило, ряды наблюдений над осадками наиболее длинные.

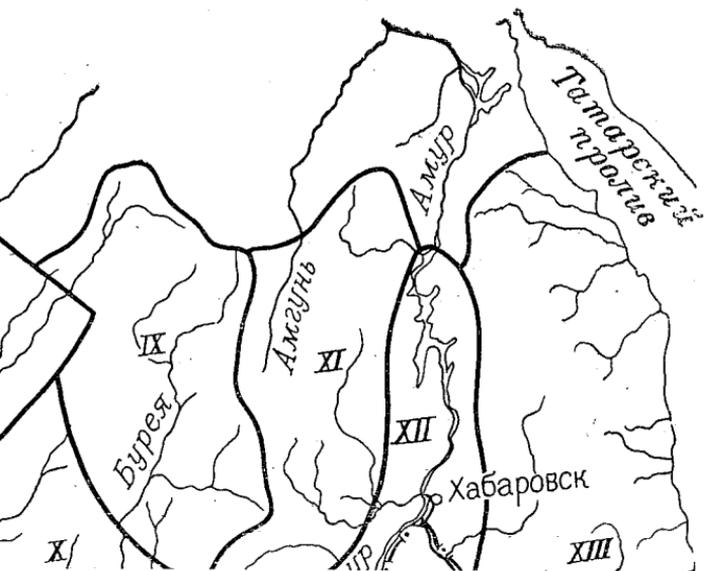
Недостаточно освещены метеосетью горные и высокогорные области. Метеостанции здесь либо отсутствуют совсем, либо показания их не всегда репрезентативны. Поэтому расчетные параметры осадков горных областей следует рассматривать как ориентировочные.

По всей территории района наибольшая повторяемость суточных максимумов осадков приходится на июнь—август и составляет повсеместно 75—95%.

Наибольших значений суточные суммы осадков достигают в верхних частях водосборов рек Зеи, Селемджи, Буреи, в горах Малого Хингана и Сихотэ-Алинь и составляют 150—250 мм.

В табл. 3 даются наблюдаемые суточные максимумы осадков по некоторым станциям района.





Для установления надежности вычисленных таким образом часовых слоев произведено их сопоставление с наблюдаемыми максимумами: из рядов наблюдений по всем станциям, имеющим данные самописцев дождей. Это сопоставление показало почти повсеместное их несоответствие, причем во многих случаях наблюдаемые часовые слои даже из коротких рядов значительно превышают вычисленные по кривым редукции часовые слои 1%-ной обеспеченности.

В табл. 4 приведены некоторые случаи несоответствия. Это показало на неприемлемость расчетов часовых сумм осадков по суточным максимумам и кривым редукции ГГИ.

В связи с этим подвергнуты анализу и обработке часовые слои осадков. Максимальные часовые слои осадков на всей территории наблюдаются в летние месяцы и достигают значений 30—79,0 мм. Максимальный часовой слой 87,7 мм зафиксирован по м/ст. Новотроицкое в 1965 г.

В табл. 5 даны максимальные наблюдаемые слои осадков за 1 ч по некоторым станциям района. Возрастание часовых слоев осадков по территории происходит в восточном направлении. Максимальных значений часовые слои достигают в предгорьях хребтов Буреинского, Малого Хингана, Сихотэ-Алинь.

Таблица 4

1%-ные и максимальные наблюдаемые часовые суммы осадков

Станция	Слой за 1 час, мм	
	$H_{\text{час 1\%}} = H_{\text{сут 1\%}} K$	$H_{\text{набл}}$
Зилово	43	60,2
Сретенск	35	38,2
Сковородино	50	59,8
Шимановская	40	63,5
Троицкое	45	63,0
Елабуга	47	64,8
Гвасюки	52	58,7
Владивосток	105	74,5
Тивяку	48	50,3
Пограничный	51	53,6
Астраханка	46	56,6
Озерные Ключи	91	71,0

Таблица 5

Наблюденные часовые максимумы осадков

Станция	Максимальный слой осадков за час, мм	Станция	Максимальный слой осадков за час, мм	Станция	Максимальный слой осадков за час, мм
Чита	36,0	Бира	60,2	Астраханка	56,6
Горбига	41,9	Елабуга	60,1	Гродеково	53,6
Зилово	60,2	Смидович	57,9	Перевальная	75,8
Сковородино	59,8	Екатерино-Никольское	71,6	Приморская	51,0
Аносово	55,1	Новотроицкое	87,7	Барабаш	79,0
Шимановская	63,5	Гвасюки	58,7	Сучан	49,6
Белогорск	59,3	Сибичи	59,5	Находка	46,7
Сектагли	61,5	Усть-Колумбе	58,5	Владивосток	74,7
Болонь	59,9	Кировский	69,0	Опытный	54,3
Троицкое	63,0			Син-Ден	51,4

В основу определения параметров и часовых сумм осадков расчетной обеспеченности положены ряды максимальных наблюдаемых слоев осадков за час по 73 метеостанциям района. Для расчета приняты ряды продолжительностью в основном десять и более лет. Используются данные по 1966 г. включительно, а по Приморскому краю — по 1967 г.

Ряды составлены из выборок максимальных слоев за часовые интервалы по записям самописцев дождей. При этом использованы выборки, сделанные ДВНИГМИ по станциям бассейна Верхнего и Среднего Амура по 1960—1962 гг., Приморья — по 1963 г., и выборки ДВУГМС по станциям Нижнего Амура — по 1965 г. По всем станциям ряды дополнены по 1966 и 1967 гг. путем обработки записей самописцев дождей. При этом из всех дождей в каждом году выбран максимальный часовой слой, который и включен в ряд.

В качестве расчетных приняты в основном коэффициенты вариации равными $C_v + \sigma_{C_v}$, коэффициенты асимметрии $4 C_v$. В табл. 6 приведены параметры и расчетные слои осадков продолжительностью 1 ч. Значения коэффициентов вариации измеряются по территории в пределах 0,25—0,85.

Таблица 6

Расчетные параметры часовых слоев осадков

Станция	Период наблюдений	Число лет наблюдений	Расчетные параметры				Наблюдаемые максимальные	
			\bar{H} , мм	C_v	C_s	$H_{1\%}$	$H_{\text{час}}$, мм	Год
Могоча	1953—1954; 1956—1966	13	16,5	0,78	3,12	65,2	36,7	1953
Горбица	1956—1957; 1959—1966	10	15,6	0,96	3,84	74,1	41,9	1956
Срегенск	1942; 1943; 1952; 1958—1966	12	18,6	0,78	3,12	73,5	38,5	1962
Чита	1936—1939; 1942; 1949—1953; 1955—1966	22	17,1	0,46	1,84	44,5	36,0	1963
Шилка	1953—1955; 1959—1966	11	15,2	0,42	1,68	37,2	22,2	1954
Дарасун	1957—1966	10	14,3	0,53	2,12	41,5	26,8	1958
Сквородино	1951—1966	16	19,8	0,77	3,08	77,2	59,8	1956
Ерофей Павлович	1957—1965	9	23,7	0,58	2,32	72,6	38,8	1958
Пикан	1937—1942; 1944; 1946—1947; 1949; 1951—1966	24	20,7	0,47	1,88	54,8	40,2	1947
Аносово	1956—1966	11	23,4	0,76	3,04	90,0	55,1	1958
Шимановская	1942; 1944; 1949; 1952—1953; 1956—1966	15	24,5	0,63	2,52	79,5	63,5	1966
Свободный	1939—1940; 1945; 1958—1966	12	20,6	0,46	1,84	53,5	35,6	1939
Гош	1937—1940; 1942; 1944—1953; 1956—1962; 1966	23	25,1	0,40	1,60	58,8	43,5	1956

Продолжение

Станция	Период наблюдений	Число лет наблюдений	Расчетные параметры				Наблюдаемые максимальные	
			\bar{H} , мм	C_D	C_S	$H_{1\%}$	$H_{\text{час}}$, мм	Год
Белогорск	1937—1938; 1940—1943; 1946—1947; 1949—1950; 1952; 1955—1958; 1960—1966	22	24,9	0,53	2,12	72,2	59,3	1940
Сектагли	1936—1942; 1947; 1949—1950; 1952; 1955—1956; 1958—1963	19	26,6	0,56	2,24	79,8	61,5	1939
Благовещенск	1939; 1941—1942; 1944—1945; 1947; 1954—1961; 1963—1966	18	26,6	0,47	1,88	70,5	53,8	1964
Завитая	1936—1937; 1950; 1952—1959; 1961—1966	17	24,2	0,47	1,88	64,1	51,6	1964
Болонь	1950—1951; 1954—1967	16	28,0	0,65	2,60	94,5	59,9	1961
Каменка	1950—1953; 1955—1966	15	23,1	0,31	1,24	46,2	33,3	1952
Поярково	1956—1966	11	20,6	0,46	1,84	53,5	33,3	1966
Троицкое	1939; 1941—1944; 1946; 1948; 1949; 1951—1967	25	24,6	0,61	2,44	79,0	63,0	1951
Литовко	1952—1967	16	23,7	0,53	2,12	68,5	51,8	1961
Бира	1936; 1937; 1940—1942; 1947—1949; 1951; 1953; 1956—1967	22	27,6	0,59	2,36	86,4	60,2	1949
Облучье	1936—1937; 1939; 1941—1943; 1948; 1952—1966	22	24,1	0,48	1,92	65,1	47,5	1963
Биракан	1951; 1953—1967	16	29,2	0,50	2,00	80,9	49,4	1963
Елабуга	1957—1967	11	24,5	0,67	2,68	84,7	64,3	1964
Архангеловка	1950—1957; 1959—1964	14	29,2	0,39	1,56	68,6	45,3	1963
Смидович	1940—1944; 1947—1949; 1952—1960; 1932—1967	21	28,9	0,46	1,84	75,0	57,9	1949
Тивяку	1939—1940; 1942—1943; 1945—1946; 1954—1966	19	26,9	0,43	1,72	67,2	50,3	1965
Хабаровск, БГМС	1943—1944; 1946—1957	14	21,0	0,64	2,56	69,3	52,1	1946
Хабаровск, агро- метстанция	1952—1967	16	21,4	0,59	2,36	67,0	43,9	1963
Ленинское	1950—1967	17	24,9	0,40	1,60	58,3	41,8	1966

Станция	Период наблюдений	Число лет наблюдений	Расчетные параметры				Наблюденные максимальные	
			\bar{H} , мм	C_v	C_s	$H_{1\%}$	$H_{\text{час'}}$ мм	Год
Екатерино-Никольское . . .	1947; 1949; 1951—1960; 1962—1967	18	30,5	0,58	2,32	94,3	71,6	1963
Гвасюги	1947—1950; 1952—1965; 1967	19	29,1	0,64	2,56	97,3	58,7	1956
Сибичи	1957—1966	10	26,4	0,68	2,72	92,4	59,5	1962
Иман	1943—1945; 1951—1967	20	19,7	0,43	1,72	48,7	30,4	1967
Усть-Колумбе . . .	1937—1939; 1954; 1956—1959; 1961; 1962	10	22,5	0,82	3,28	92,3	58,5	1938
Турий Рог	1940; 1942; 1952—1954; 1957; 1959—1967	15	22,7	0,49	1,96	62,0	38,0	1952
Кировский	1951—1952; 1954—1967	-16	21,5	0,81	3,24	87,0	69,0	1957
Свиягино	1941; 1943; 1947; 1951; 1955; 1958; 1959; 1961—1967	14	21,8	0,51	2,04	61,3	35,1	1961
Журавлевка	1954—1956; 1958—1965; 1967	12	22,4	0,60	2,40	71,0	43,7	1963
Астраханка	1957—1967	11	28,6	0,49	1,96	78,0	56,6	1958
Гродеково (Пограничный)	1950; 1960—1967	9	24,9	0,61	2,44	80,0	53,6	1960
Перевальная	1954—1965	12	20,9	0,86	3,44	89,0	75,8	1955
Фурманово	1954; 1960—1967	9	21,1	0,82	3,28	86,3	44,9	1962
Анучино	1958—1967	10	25,0	0,56	2,24	75,2	49,3	1962
Приморская	1941—1943; 1946—1948; 1950; 1954—1967	21	24,3	0,48	1,92	65,1	51,0	1964
Молчановка	1955; 1957; 1959—1967	11	19,7	0,56	2,24	59,3	40,3	1955
Барабаш	1954—1958; 1960—1967	13	30,5	0,61	2,44	98,0	79,0	1960
Сучан	1950—1958; 1960—1967	17	23,3	0,46	1,84	60,5	49,6	1963
Владивосток	1936; 1938; 1940; 1943—1944; 1950; 1952—1953; 1955—1959; 1961—1967	20	23,3	0,49	1,96	63,6	44,6	1938
Владивосток, обсерватория	1937—1938; 1950; 1952; 1956—1959; 1961; 1963	10	27,2	0,50	2,00	75,5	41,5	1963
Находка	1950—1954; 1956—1957; 1959—1967	16	23,8	0,57	2,28	72,5	46,7	1966

Станция	Период наблюдений	Число лет наблюдений	Расчетные параметры				Наблюдаемые максимальные	
			\bar{H} , мм	C_v	C_s	$H_1\%$	$H_{\text{час'}}$ мм	Год
Владивосток, (сборный ряд) .	1936—1938; 1940; 1943—1944; 1947—1953; 1955—1959; 1961—1967	25	26,8	0,62	2,48	87,1	74,7	1951
Син-Ден	1959—1966	8	21,5	0,65	2,60	72,7	51,4	1959
Удинское	1953—1966	14	15,1	0,90	3,60	66,9	42,1	1965
Им. Полины Осипенко	1940; 1942—1943; 1945—1947; 1954—1967	20	16,8	0,66	2,64	57,5	38,0	1961
Богородское	1939—1940; 1950—1955; 1958—1967	18	13,9	0,37	1,48	30,8	21,9	1950
Сухановка	1954—1959; 1961—1967	13	15,8	0,57	2,28	48,1	31,9	1956
Комсомольск-на- Амуре	1941; 1948—1952; 1955—1967	19	20,4	0,49	1,96	55,6	38,7	1967
Сегжема	1950—1953; 19. 6—1962; 1965; 1967	13	19,1	0,38	1,52	43,1	33,2	1957
Сихотэ-Алинь	1950—1953; 1956—1957; 1959—1967	15	18,6	0,53	2,12	53,7	37,5	1964
Болонь	1950—1951; 1954—1967	16	28,0	0,65	2,60	94,5	59,9	1961
Советская Гавань	1945; 1947; 1952; 1955—1967	15	15,2	0,41	1,64	36,2	22,8	1957
Золотой мыс	1950; 1952—1953; 1955; 1959—1960; 1962—1967	12	19,3	0,50	2,00	53,5	33,2	1959
Кхуцин	1957—1965	9	14,9	0,67	2,68	51,5	31,7	1960
Белкина, маяк	1950—1951; 1953—1957; 1959	8	19,9	0,53	2,12	56,7	32,6	1956
Малиновка	1959—1967	9	21,1	0,52	2,08	60,1	34,6	1963
Терней	1950—1953; 1959—1967	13	18,3	0,71	2,88	66,5	46,2	1950
Тетюхэ	1950—1953; 1957—1966	14	18,3	0,55	2,20	54,0	36,0	1958
Богополь	1954—1967	14	17,7	0,67	2,68	61,2	45,1	1960
Балюзек	1958—1967	10	25,3	0,50	2,00	70,2	44,6	1959
Ольга	1936—1942; 1952—1955	11	19,0	0,65	2,60	63,6	36,8	1954
Маргаритово	1956; 1958—1959; 1961—1966	9	20,1	0,46	1,84	52,2	31,3	1966

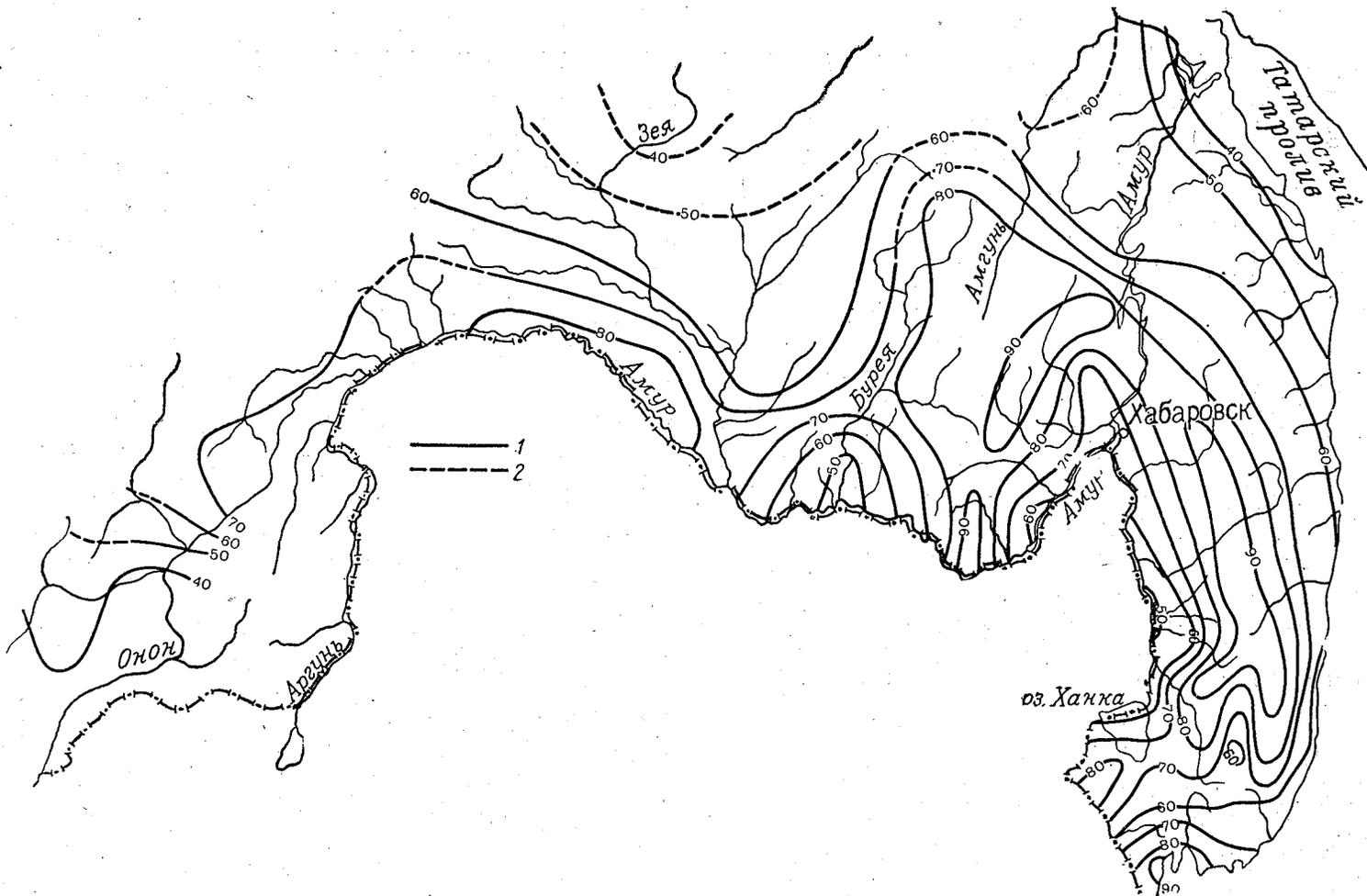


Рис. 2. Карта изолиний максимальной часовой интенсивности дождя 1%-ной обеспеченности в мм/час:
 1—изолинии часовых интенсивностей осадков; 2—изолинии ориентировочных часовых интенсивностей осадков

Часовые суммы осадков 1%-ной обеспеченности изменяются следующим образом. На западе района в бассейне р. Шилки $H_{\text{час } 1\%} = 50$ мм, далее на восток в бассейнах рек Амазар-Невер слои осадков увеличиваются до 70 мм, в бассейнах нижней Зеи и Буреи они составляют 60—70 мм, в районе рр. Биры, Урми 80—100 мм.

В районе Приморья часовые слои изменяются в пределах 50—120 мм, достигая максимальных значений на южных предгорьях Сихотэ-Алинь.

Построена карта изогьет часового слоя осадков 1%-ной обеспеченности (рис. 2), которая рекомендуется для определения часового слоя $a_{1\%}$.

Анализ и расчет потерь паводочного стока

Для характеристики и расчета потерь паводочного стока использованы данные ДВНИГМИ, ДВУГМС и ЛГМИ подсчета объемов стока паводков и соответствующих им паводкообразующих осадков за теплый период года за весь период наблюдений по рекам района.

Для подсчета паводкообразующих осадков использовались данные метеорологических станций, наблюдения по которым являлись репрезентативными для водосборов. Даты начала и конца паводкообразующих осадков принимались с учетом времени добегания дождевых вод до замыкающего створа. Паводкообразующие осадки принимались равными сумме осадков за дождь, вызвавший паводок. В случае, если имелось несколько метеостанций, величину осадков получали как среднее арифметическое или как средневзвешенное из их показаний.

Коэффициенты стока вычислялись как отношение слоя паводочного стока к слою паводкообразующих осадков. Для определения расчетных значений коэффициентов стока и возможности районирования их величин по территории по каждому бассейну выбраны и проанализированы 2—3 максимальных значения коэффициентов стока.

Наблюдается следующее изменение максимальных коэффициентов стока. В бассейне рр. Онон и Ингода максимальные коэффициенты стока равны 0,4—0,5. В бассейнах рр. Нерча, Куэнга, Амазар максимальные коэффициенты стока доходят до 0,60—0,70. Далее на восток в бассейнах рр. Уркан, Завитая, Тырма коэффициенты стока увеличиваются до 0,70—0,90. По рекам Приморского края коэффициенты стока равны 0,70—0,90.

Учитывая гидрологическое районирование и пространственное распределение максимальных коэффициентов стока, произведено районирование территории.

В каждом районе предельные значения коэффициентов стока приняты в качестве расчетных, которые рекомендуются для определения максимальных расходов воды дождевых паводков 1%-ной обеспеченности при отсутствии наблюдений. Схема районирования расчетных коэффициентов стока приведена на рис. 1.

Расчетная формула максимальных расходов

Для расчета максимальных расходов дождевых паводков принята формула предельной интенсивности в виде

$$Q_p = A_p \varphi F \delta,$$

при этом

$$A_p = K a_p \alpha, \quad \varphi = \frac{1}{(F + 1)^n}.$$

За расчетный интервал времени для определения a_p принят 1 ч, приближенно соответствующий времени добегания элементарных водосборов с $F \leq 1-5 \text{ км}^2$.

С учетом этого формула может быть записана так:

$$Q_p = 0,278 a_p \alpha \frac{F}{(F+1)^n} \delta,$$

- где Q_p — максимальный расход, $\text{м}^3/\text{сек}$, обеспеченности $p\%$;
 A_p — элементарный модуль максимального стока, $\text{м}^3/\text{сек}$ с 1 км^2 , $p\%$ -ной обеспеченности;
 F — площадь водосбора до створа сооружения, км^2 ;
 δ — коэффициент, учитывающий снижение максимального расхода воды озерами и болотами;
 a_p — максимальная часовая интенсивность дождя, $\text{мм}/\text{ч}$, обеспеченности $p\%$;
 α — расчетный коэффициент стока;
 φ — коэффициент редукции максимального модуля стока по площади;
 n — показатель редукции максимального модуля стока по площади;
0,278 — коэффициент перевода интенсивности осадков, $\text{мм}/\text{ч}$, в расход, $\text{м}^3/\text{сек}$ с 1 км^2 площади водосбора.

По формулам рассчитываются максимальные расходы воды дождевых паводков 1%-ной обеспеченности. Максимальные расходы воды других заданных обеспеченностей определяются по переходным коэффициентам K_p , равным отношению $\frac{Q_{p\%}}{Q_{1\%}}$ и зависящим от расчетных значений C_v и C_s .

Для определения параметров $A_{1\%}$ и n построены графические зависимости модулей максимальных расходов воды дождевых паводков $q_{1\%}$ и площадей водосборов F отдельно по районам Верхнего, Среднего, Нижнего Амура и Приморья. На эти же графики нанесены точки максимальных модулей, установленных на малых водотоках экспедициями ЛГМИ. Экспедиционные материалы восполнили отсутствие стационарных наблюдений на водотоках с малыми площадями водосборов и послужили основанием для установления связи $\lg q_{1\%} = f(\lg F)$ в зонах малых площадей.

При общей закономерности убывания модулей максимального стока с возрастанием площадей водосборов на графиках $\lg q_{1\%} = f(\lg F)$ оказался заметный разброс точек. Это положение объясняется различными слоями паводкообразующих осадков в пределах выделенных районов, а также индивидуальными характеристиками речных бассейнов, способствующими снижению максимальных расходов, а именно, различной степенью заболоченности, залесенности, характером рельефа, русловой и пойменной зарегулированностью, почво-грунтами и др.

Влияние заболоченности учтено известной формулой

$$\delta = 1 - 0,60 \lg (1 + f_0 + 0,2f_6),$$

где δ — коэффициент, учитывающий снижение максимальных расходов болотами и озерами;

f_0, f_6 — площади, занятые озерами и болотами, в процентах от общей площади бассейна.

Исключение влияния заболоченности бассейнов несколько уменьшило разброс точек на графиках связи $q_{1\%} = f(F)$. Зависимости вида $\lg \frac{q_{1\%}}{\delta} = f(\lg F)$ приведены на рис. 3. Показатель редукции модуля максимального стока n , установленный для четырех районов, колеблется в небольших пределах 0,40—0,36 и принят одинаковым и равным 0,40.

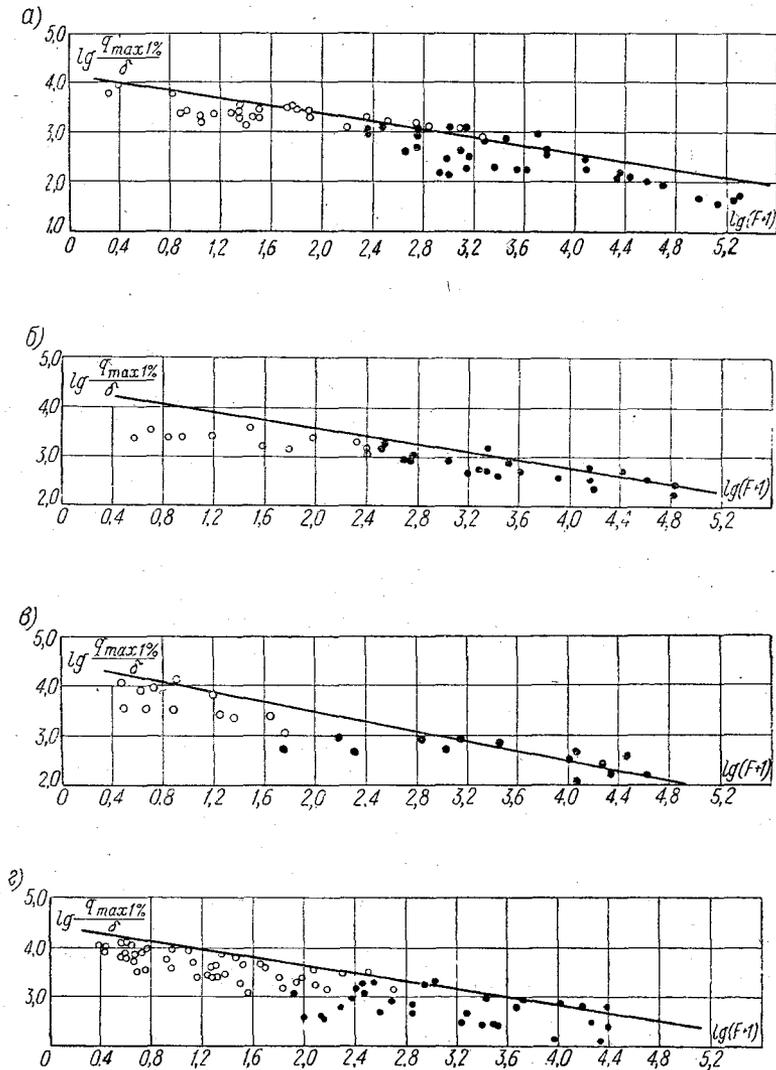


Рис. 3. Зависимости максимального модуля от площади водосбора: а — Верхний Амур, б — Средний Амур, в — Нижний Амур, г — Приморский край.

● — по данным ГМС; ○ — по меткам ГВВ

Параметр $A_{1\%}$ представляет потенциально возможную интенсивность водоотдачи при данном значении максимальной часовой интенсивности дождя $a_{1\%}$ [мм/ч] и коэффициента стока α .

Сопоставительные расчеты максимальных расходов воды дождевых паводков 1%-ной обеспеченности по формуле ЛГМИ выполнены по 82 створам ГМС и по 74 водотокам, максимальные расходы которых установлены по меткам ГВВ. Расчеты не производились по ряду створов ГМС и водотоков, обследованных экспедициями ЛГМИ, бассейны которых слабо освещены наблюдениями над осадками, а также по тем водотокам, для которых не установлены годы прохождение максимумов.

Средние отклонения расходов, вычисленных по формуле, от наблюдаемых по 51 створу ГМС на реках бассейна Амура составляют 45%, а по 31 створу Приморского края — 189%. Худшие результаты расчетов по рекам Приморского края объясняются недостаточной надежностью исходных данных, в частности, неучетом на большинстве рек района расходов, проходящих по пойме. По 29 водотокам Верхнего Амура, максимальные расходы которых установлены по меткам ГВВ, средние отклонения составляют 64—46%, а для 23 водотоков Приморского края — 58%. В табл. 7 и 8 даны результаты расчетов по формулам ЛГМИ, по ВСН 63—61 и ДВНИГМИ и методу Дальгипротранса, которые выполнены согласно [14, 18, 13].

Таблица 7

Результаты сравнения $Q_{1\%}$, вычисленных по формулам, с наблюдаемыми по пунктам ГМС

Характеристика	ВСН 63—61	Дальги— протранс	ДВНИГМИ	ЛГМИ	Дальги— протранс	ЛГМИ
Верхний, Средний, Нижний Амур				Приморский край		
Число рек	1	1	38	51	31	31
Отклонение среднее	1190	328	46	45	373	189
максимальное	+1190	+402	+252	+130	+1000	+825

Таблица 8

Результаты сравнения $Q_{1\%}$, вычисленных по формулам, с наблюдаемыми по меткам ГВВ

Характеристика	ВСН 63—61	Дальги— протранс	ДВНИГМИ	ЛГМИ	Дальги— протранс	ЛГМИ
Верхний Амур				Приморский край		
Число рек	19	23	29	29	23	23
Отклонение среднее	149—92	105—64	45—35	64—46	54	58
максимальное	+338—230	+398—280	+158—96	+179—112	+134	+134

Сравнение результатов по всем формулам показывает, что формула ЛГМИ, в целом, дает лучшие результаты чем формулы ДВНИГМИ, Дальгипротранса и ВСН 63—61.

Необходимо отметить, что точность максимальных расходов 1%-ной обеспеченности, установленных по меткам ГВВ, ниже, чем максимумов, вычисленных по рядам наблюдений ГМС. Поэтому и сравнение в данном случае в какой-то мере носит иллюстративный характер.

Максимальные расходы воды, вычисленные по каждой из формул, в большинстве случаев, выше наблюдаемых.

Оценивая расчетную формулу в целом, нужно отметить ее достоинства. Параметры ее независимы друг от друга и не определяются обратными расчетами, разработаны для всей территории бассейна р. Амур. Кроме того, эта формула применима для широкого диапазона площадей водосборов. Структура формулы позволяет уточнить ее параметры по мере накопления материалов наблюдений над осадками и максимальным стоком и использовать метод аналогии.

Ниже, как самостоятельный раздел, подводящий итоги исследования представлены рекомендации по расчету максимальных расходов дождевых паводков, основанные на изложенной выше методике.

Рекомендации по расчету максимальных расходов дождевых паводков

§ 1. Общие сведения и положения

1.1. Настоящие рекомендации предусматривают расчеты максимальных расходов воды дождевых паводков для стадий проектного задания.

Границы применения рекомендаций определены территориальным распределением параметров расчетной формулы.

Расчеты максимальных расходов талых вод на реках выполняются по рекомендациям СН-356-66.

1.2. В основу определения расчетных параметров формулы, принятой в настоящих рекомендациях, положены материалы стационарных наблюдений УГМС над осадками (суточные максимумы осадков и записи дождей) и паводочными расходами (максимальными и среднесуточными), зависимости между стоком и осадками и материалы экспедиционных обследований, выполненных кафедрой инженерной гидрологии ЛГМИ в течение 1958—1967 гг.

1.3. Настоящие рекомендации предусматривают расчет максимальных расходов дождевых паводков 0,3; 1; 2 и 3%-ной обеспеченности при проектировании постоянных водопропускных сооружений на реках и водотоках с площадями водосборов до 3000 км².

1.4. Рекомендации предусматривают три случая расчета, применяемые в зависимости от конкретных условий:

- 1) при отсутствии гидрометрических наблюдений на данной реке — по § 2;
- 2) при наличии гидрометрических наблюдений на данной реке — по п. 3.1;
- 3) при наличии гидрометрических наблюдений на данной реке вдали от створа сооружения или по смежному бассейну-аналогу — по п. 3.2; 3.3; 3.4 и 4.

1.5. Для расчета максимальных расходов воды дождевых паводков необходимы следующие характеристики рек, водотоков и их водосборов:

- 1) местоположение бассейна;
- 2) площадь водосбора F в створе проектируемого сооружения, км^2 ;
- 3) степень заболоченности f_b в процентах от общей площади водосбора;
- 4) степень залесенности и озерности f_d и f_o в процентах от общей площади водосбора;
- 5) степень зарегулированности водохранилища f_v ;
- 6) характер почво-грунтов и рельефа;
- 7) длина главного водотока L , км и ее средний уклон J , ‰ .

Указанные характеристики определяются по соответственным крупномасштабным картам. Используются они непосредственно в расчетных формулах или при выборе реки-аналога.

§ 2. Расчет максимальных расходов дождевых паводков при отсутствии гидрометрических наблюдений

Расчетная формула и ее параметры

2.1. Расчетная формула предусматривает определение максимальных расходов дождевых паводков 1%-ной обеспеченности. Расходы, обеспеченностью 0,3; 2 и 3%, устанавливаются по максимальному расходу 1%-ной обеспеченности с помощью переходных коэффициентов.

2.2. Максимальные расходы дождевых паводков 1%-ной обеспеченности определяются по формуле

$$Q_{1\%} = \frac{0,278 a_{1\%} \alpha F}{(F + 1)^n} \delta \text{ [м}^3\text{/сек]}, \quad (1)$$

где $Q_{1\%}$ — мгновенный максимальный расход дождевых вод, $\text{м}^3\text{/сек}$, вероятность превышения которого 1%;

$a_{1\%}$ — максимальная часовая интенсивность дождя, мм/ч , вероятность превышения которой 1%;

α — коэффициент стока;

F — площадь водосбора до створа сооружения, км^2 ;

δ — коэффициент, учитывающий снижение максимального расхода воды озерами и болотами, расположенными в бассейне;

n — показатель редукции модуля максимального стока по площади, принятый для данного района равным 0,40;

0,278 — коэффициент перевода интенсивности осадков, мм/ч в расход $\text{м}^3\text{/сек}$ с 1 км^2 площади водосбора.

2.3. Определение параметров формулы (1):

1) максимальная часовая интенсивность дождя 1%-ной обеспеченности — $a_{1\%}$ [мм/ч] определяется по карте изолиний, рис. 2. Для водо-

сборов, в пределах которых проходит несколько изолиний, значение $a_{1\%}$ [мм/ч] определяется как средневзвешенная величина по формуле

$$a_{1\%} = \frac{\frac{a_1 + a_2}{2} F_1 + \frac{a_2 + a_3}{2} F_2 + \dots + \frac{a_n + a_{n+1}}{2} F_n}{F},$$

где F_1, F_2, \dots, F_n — площади, заключенные между смежными изолиниями a_1, a_2, \dots, a_{n+1} ; F — общая площадь водосбора, равная $F_1 + F_2 + \dots + F_n$.

Для тех потоков, водосборы которых расположены между двумя смежными изолиниями, расчетная величина a [мм/ч] относится к центру тяжести бассейна и определяется по интерполяции.

2) Коэффициент стока α устанавливается, согласно зонального распределения; по карте, рис. 1. Для бассейнов, расположенных в нескольких зонах, его величина устанавливается как средневзвешенная

$$\alpha = \frac{\alpha_1 F_1 + \alpha_2 F_2 + \dots + \alpha_n F_n}{F},$$

где F_1, F_2, \dots, F_n — площади соответствующих частей бассейна в зоне с $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$; F — общая площадь бассейна.

3) Площадь водосбора F , км² определяется по топографическим картам крупного масштаба.

4) Коэффициент, учитывающий снижение максимального расхода в заболоченных и озерных бассейнах, δ определяется по формуле

$$\delta = 1 - 0,6 \lg(1 + f_0 + 0,20 f_0), \quad (2)$$

где f_0, f_0 — площадь, занятая озерами и болотами в процентах от общей площади бассейна F .

2.4. Максимальные расходы воды дождевых паводков, обеспеченности $p = 0,3; 2$ и 3% определяется по формуле

$$Q_{p\%} = Q_{1\%} \cdot K_{p\%}, \quad (3)$$

где $Q_{1\%}$ — максимальный расход 1%-ной обеспеченности, определенный по формуле (1) для этого же бассейна;

$K_{p\%}$ — переходный коэффициент, который определяется из соотношения $\frac{Q_{p\%}}{Q_{1\%}}$ и устанавливается по таблице (Приложение 1).

Коэффициент вариации C_v максимальных расходов дождевых паводков по трассе линии дороги определяется по формуле

$$C_v = b - 0,25 \lg(F + 1), \quad (4)$$

где F — площадь водосбора, км²;

b — географический параметр, определяемый по карте зонального распределения (рис. 1). Коэффициент асимметрии принимается равным $C_s = 4 C_v$.

2.5. В случаях наличия данных гидрометрических наблюдений над максимальными расходами на данной реке или на близлежащих реках (реках-аналогах) необходимо производить параллельные расчеты максимальных расходов согласно п. 3 и 4 настоящих рекомендаций.

§ 3. Расчет максимальных расходов дождевых паводков при наличии гидрометрических наблюдений

3.1. Если на реке производятся гидрометрические наблюдения в непосредственной близости от створа проектируемого водопропускного сооружения (разность площадей водосборов расчетного створа и створа наблюдений составляет не более 10%) расчеты максимальных расходов производятся согласно указаниям СНиП П-И. 7-65. Стройиздат, 1966.

3.2. Если на реке имеются гидрометрические наблюдения продолжительностью не менее 15—20 лет и створ сооружения находится на значительном удалении от створа наблюдений (разность площадей водосборов более 10%) расчеты максимальных расходов производятся по методу аналогии.

3.3. Параллельно с расчетами по п. 3.2 производятся расчеты по формуле (1) п. 2.2.

3.4. Если величины максимальных расходов, вычисленных двумя способами (по п. 3.2 и 2.2), отклоняются друг от друга на величину не более 50%, к расчету принимается наибольшая величина. При отклонениях более 50% рекомендуется произвести дополнительно полевые обследования данного водотока с целью установления горизонта высокой воды (ГВВ) и максимального расхода по натурным данным, согласно ведомственным рекомендациям.

§ 4. Расчет максимальных расходов дождевых паводков по методу аналогии

4.1. В качестве аналогов используются реки, по которым имеются материалы по максимальным расходам воды дождевых паводков, продолжительностью не менее 15—20 лет, включая максимум редкой повторяемости.

4.2. При выборе аналогов используются материалы по максимальному стоку дождевых паводков и гидрографические характеристики, публикуемые Гидрометслужбой в справочниках «Ресурсы поверхностных вод СССР», т. 18, вып. 1 и 2, а также материалы Приложения 2.

4.3. При выборе реки-аналога рекомендуется соблюдать следующие условия:

1) бассейны реки-аналога и реки, на которой проектируется сооружение, должны находиться в одном и том же районе, в пределах которого мало изменяется максимальная часовая интенсивность дождя и коэффициент стока;

2) высотное положение, общие черты рельефа, характер почвогрунтов, заболоченность, озерность и залесенность бассейна должны быть близкими с этими же характеристиками бассейна реки в створе проектируемого сооружения;

3) площадь водосбора реки-аналога не должна отличаться от площади рассматриваемого водосбора более чем в 5 раз.

4.4. Для определения максимальных расходов методом аналогии необходимо по данным наблюдений на реке-аналоге установить величину элементарного модуля максимального стока по следующей формуле:

$$A_{p,a} = \frac{Q_{p,a} (F_a + 1)^n}{F_a \delta_a}, \quad (5)$$

где $Q_{p,a}$ — максимальный расход реки-аналога обеспеченности $p\%$, $\text{м}^3/\text{сек}$;

F_a — площадь водосбора реки-аналога, км^2 ;

δ_a — коэффициент, учитывающий снижение максимального расхода реки-аналога озерами и болотами, определяемый по формуле (2);

n — показатель редукции модуля максимального стока по площади, принятый для данного района равным 0,40.

4.5. Максимальный расход в створе проектируемого сооружения определяется по формуле

$$Q_{p,a} = \frac{A_{p,a} F}{(F + 1)^n} \delta, \quad (6)$$

где $A_{p,a}$ — элементарный модуль максимального стока реки-аналога обеспеченности $p\%$, $\text{м}^3/\text{сек}$ с 1 км^2 ;

δ — определяется по формуле (2) для створа сооружения.

Параметр A_p может быть установлен также и по Приложению 2.

4.6. Расчет максимальных расходов по формуле (6) не исключает необходимость сопоставительных расчетов по формуле (1) (п. 2.2).

4.7. Если величины максимумов, вычисленные по формулам (6) и (1), отличаются друг от друга на величину менее 50%, к расчету принимается наибольшая величина максимума. При отклонениях более 50% рекомендуется произвести дополнительно полевые обследования с целью установления ГВВ и максимального расхода по натурным данным, согласно ведомственным рекомендациям.

Заключение

В результате исследования процессов формирования максимального стока дождевых паводков на реках бассейна Амура разработаны параметры расчетной формулы максимального дождевого стока. Эта формула в явном виде учитывает основные факторы, формирующие максимумы дождевых паводков, а именно максимальную часовую интенсивность дождя 1%-ной обеспеченности коэффициент стока и редукцию модулей максимального стока по площади водосбора.

Достоинством этой формулы является применимость ее для расчета максимумов дождевых паводков с широким диапазоном площадей и для всей территории бассейна Амура. Параметры независимы друг от друга и не рассчитываются обратным путем.

Поверочные расчеты, произведенные по формуле ЛГМИ, дали несколько лучшие результаты по сравнению с другими формулами, рекомендованными для этого района.

Для удобства практического использования формулы ЛГМИ составлены рекомендации по расчету максимального стока на реках бассейна Амура.

ЛИТЕРАТУРА

1. Алексеев Г. А. Определение стандартных параметров логарифмически-нормальной кривой распределения по трем опорным ординатам. Тр. ГГИ, вып. 99, 1962.
2. Вершинина Л. К. Анализ и методика расчета потерь дождевого стока в условиях Приморского края. Тр. ГГИ, вып. 73, 1960.
3. Галактионов И. И., Георгиевский Ю. М., Самохин А. А. Исследования максимального стока рек Дальнего Востока. Тр. ЛГМИ, вып. 11, 1961.
4. Георгиевский Ю. М., Горошков И. Ф., Самохин А. А., Соловьева Н. Н. Методика расчета максимального стока на малых водотоках бассейна р. Амур. Тр. ЛГМИ, вып. 9, 1960.
5. Горошков И. Ф. Приближенная схема расчета максимального дождевого стока на реках Дальнего Востока. Тр. ЛГМИ, вып. 13, 1962.
6. Горошков И. Ф., Соловьева Н. Н. Наводнение на Верхнем Амуре в июле 1958 г. Тр. ЛГМИ, вып. 9, 1960.
7. Соколовский Д. Л. Методика оценки физически возможных наибольших расходов воды на основе географических параметров формулы максимального стока. Тр. ГГИ, вып. 79, 1960.
8. Соколовский Д. Л. О потенциальных максимумах стока и методике их определения. Тр. ЛГМИ, вып. 11, 1961.
9. Соколовский Д. Л. О расчетных нормах максимального стока на реках Дальнего Востока. Труды научной конференции по проблемам прогнозов и расчетов дождевых паводков на реках Сибири и Дальнего Востока. Гидрометеиздат, 1963.
10. Соловьева Н. Н. Анализ и методика расчета осадков в бассейне верхнего и среднего Амура и методика расчета максимальных дождевых расходов воды. Тр. ЛГМИ, вып. 11, 1961.
11. Соловьева Н. Н. Формула расчета максимального расхода дождевого стока. Тр. ЛГМИ, вып. 11, 1961.
12. Федорей В. Г. Максимальные расходы воды рек бассейна верхнего и среднего Амура. Тр. ДВНИГМИ, вып. 18, 1964.
13. Шереметьев И. И. Ливневые дожди и нормы максимального поверхностного стока на территории Приморья и Приамурья. «Дальгипротранс». Хабаровск, 1961.
14. Инструкция по расчету стока с малых бассейнов. ВСН 63—61. Минстрой СССР, М., 1962.
15. Методические рекомендации к составлению справочника по водным ресурсам, вып. 7, часть II, ГГИ, 1963.
16. Основные гидрологические характеристики, т. 18, вып. 3, Гидрометеиздат, 1966.
17. Основные гидрологические характеристики, т. 18, вып. 2, Гидрометеиздат, 1967.
18. Ресурсы поверхностных вод СССР, т. 18, вып. 1, Гидрометеиздат, 1966.

ПРИЛОЖЕНИЕ 1

Переходные коэффициенты от максимальных расходов 1%-ной обеспеченности к расходам других обеспеченностей

Коэффициенты вариации	Переходные коэффициенты для обеспеченностей, %				Коэффициенты вариации	Переходные коэффициенты для обеспеченностей, %			
	0,3	1,0	2,0	3,0		0,3	1,0	2,0	3,0
0,1	1,06	1,00	0,98	0,96	1,1	1,45	1,00	0,79	0,68
0,2	1,10	1,00	0,94	0,91	1,2	1,48	1,00	0,78	0,66
0,3	1,16	1,00	0,90	0,87	1,3	1,50	1,00	0,77	0,65
0,4	1,20	1,00	0,88	0,82	1,4	1,52	1,00	0,76	0,64
0,5	1,25	1,00	0,86	0,79	1,5	1,54	1,00	0,75	0,63
0,6	1,20	1,00	0,84	0,77	1,6	1,56	1,00	0,75	0,62
0,7	1,34	1,00	0,88	0,75	1,7	1,57	1,00	0,74	0,61
0,8	1,36	1,00	0,82	0,72	1,8	1,59	1,00	0,74	0,60
0,9	1,39	1,00	0,80	0,71	1,9	1,62	1,00	0,73	0,59
1,0	1,42	1,00	0,79	0,69	2,0	1,63	1,00	0,73	0,58

Сведения о максимальных

№ п/п	Река — пункт	Период наблюдений	Число—лет	Площадь водосбора, км ²	Заболоченность, %
1	2	3	4	5	6
1	В. Борзя—с. Бырка . .	1954—1966	13	2280	7
2	Тайна—с. Тайна	1955—1962; 1964—1966	11	297	10
3	Шилка—с. Усть-Онон .	1940—1966	27	133 000	
4	Шилка—г. Сретенск . .	1896—1919; 1921—1966	70	175 000	
5	Шилка—х. Часовая . .	1896—1921; 1925—1936, 1938—1966	66	200 000	
6	Онон—с. Бытэв	1949—1966	18	49 500	
7	Онон—с. Чирон	1950—1966	17	95 900	
8	Учирка—с. Бытэв	1950—1966	17	462	12
9	Иля—с. Иля	1952—1953, 1955—1966	14	1370	8
10	Унда—с. Шелопугино .	1948—1966	19	226	8
11	Туров—с. Туров	1951—1966	16	573	13
12	Ингода—с. Дешулан . .	1951—1966	16	6130	6
13	Ингода—с. Улеты	1940—1941; 1949—1966	20	12 500	9
14	Ингода—с. Атамановка	1912—1918, 1923—1931, 1934—1966	49	22 000	10
15	Ингода—с. Красноярово	1946—1966	21	37 000	8
16	Чита—г. Чита	1938—1966	29	4170	6
17	Никишка—Атамановка .	1947—1966	20	575	6
18	Аленгуй—с. Елизаветино	1953—1964, 1966	13	3640	7
19	Тура—с. Кумахта	1951—1953, 1955—1966	14	849	8
20	Урульга—ст. Урульга .	1949—1966	18	992	5
21	Кия—с. Кокуй-Комогор- цево	1956—1962, 1964—1966	10	997	5
22	Нерча—с. Зюльзя	1941—1950	10	23 000	
23	Нерча—г. Нерчинск . .	1940—1966	26	27 500	4
24	Куэнга—с. В. Куэнга .	1947—1958	12	6090	5
25	Куренга—с. Мироново .	1951—1966	15	1430	5
26	Черная—с. Сбега	1955—1966	12	10 300	4
27	Черная—с. В. Оморой .	1937—1942, 1945—1950	12	12 100	4
28	Белый Урюм — с. Ульякан	1957—1966	10	1230	5
29	В. Луббия—х. Часовая .	1948—1966	19	226	7
30	Амазар—г. Могоча . . .	1953—1966	14	1020	24

расходах дождевых паводков

Параметры			$Q_{1\%}$ м ³ /сек	Максимальный наблюдаемый		$\frac{A}{\delta}$	b
$\bar{Q}_{\text{пав}}$ м ³ /сек	C_v	C_s		Q, м ³ /сек	год		
7	8	9	10	11	12	13	14
75,3	0,96	3,84	358	185	1958	4,50	1,80
49,8	1,08	4,32	262	135	1958	12,1	1,70
1610	0,64	2,56	5310	4100	1948	4,46	1,92
2410	0,58	3,48	7560	9390	1897	5,45	1,89
3250	0,62	3,72	10700	11400	1958	7,08	1,94
1030	0,79	3,16	4110	2580	1959	6,23	1,97
1210	0,76	3,04	4670	2810	1958	4,75	2,01
17,5	1,31	5,24	110	50,5	1954	4,12	1,97
48,7	0,80	3,20	196	126	1953	3,42	1,58
21,9	1,58	6,32	163	117	1958	8,41	2,17
60,9	1,35	5,40	392	(253)	1958	13,0	2,04
533	0,58	2,32	1640	1120	1956	11,2	1,53
646	0,47	1,88	1710	1110	1956	8,10	1,49
682	0,47	2,82	1840	1840	1948	6,40	1,55
748	0,71	4,26	2740	2380	1948	6,67	1,85
120	1,00	4,00	587	427	1947	5,05	1,90
39,0	1,19	4,76	225	119	1948	6,26	1,88
136	0,69	2,76	481	322	1954	4,57	1,58
20,2	0,92	3,68	91,8	(53,0)	1953	2,14	1,65
18,9	1,25	5,00	114	59,8	1959	2,22	2,00
40,4	1,21	4,84	237	94,6	1962	4,60	1,96
1300	0,46	1,84	3380	2170	1950	8,18	1,55
1170	0,44	1,76	2950	2130	1958	7,50	1,55
299	1,33	5,32	1900	(999)	1958	12,5	2,27
56,7	1,28	5,12	352	295	1958	5,50	2,07
1190	1,13	4,52	6520	5260	1958	30,6	2,66
987	0,57	2,28	3020	1800	1940	12,6	1,59
81,4	1,09	4,36	431	(205)	1958	7,38	1,86
22,0	1,55	6,20	160	117	1958	8,05	2,14
141	1,00	4,00	692	(584)	1958	20,0	2,14

1	2	3	4	5	6
31	Амазар—ст. Амазар . .	1955—1966	12	5170	9
32	Могоча—г. Могоча . .	1953—1966	14	1340	10
33	Б. Чичатка—ст. Амазар	1953—1966	14	2830	6
34	Б. Невер—г. Сквороди- дино	1951—1965	15	563	18
35	Берея—с. Саскаль . . .	1948—1965	18	1940	13
36	Тында—с. Тында	1942—1966	19	4060	4
37	Уркан (Пр.)—с. Заречное	1936—1966	30	15 700	15
38	М. Улунга—с. Улунга .	1951—1952, 1954—1955, 1957—1965	13	63,0	26
39	Томь—с. Светиловка . .	1950—1952, 1954—1955, 1957—1958, 1960—1965	13	16 000	28
40	Будунда—с. Ивановка .	1947—1950, 1952—1965	18	2710	15
41	Завитая—с. Михайловка	1935—1936, 1938—1966	31	2290	32
42	Половинка—с. Болды- ревка	1946—1966	21	344	13
43	Буряя—с. Усть-Ниман .	1949—1966	18	26 500	5
44	Буряя—з. Гоголевский Ключ	1933—1936, 1939—1965	30	40 600	
45	Буряя—с. Каменка . . .	1911—1918, 1923—1966	52	67 400	
46	Ниман—в 12 км от устья	1949—1966	18	14 500	7
47	Дубликан—в 4 км от устья	1948—1959, 1961—1966	18	2220	10
48	Туюн—в 3 км от устья	1946—1966	21	3420	9
49	Тырма—в 12 км от устья	1934—1943, 1945—1964	30	14 900	7
50	Сутырь—у ж.-д. моста .	1954—1966	13	1520	6
51	Дея—с. Малые Симичи	1950—1965	16	323	6
52	Тюкан—колх. „Герой Труда“	1951, 1953, 1955—1965	13	495	18
53	Архара—с. Аркадьевка	1944, 1947—1965	20	8160	6
54	Архара—мст. Хара . . .	1949—1965	17	1090	6
55	М. Бира—с. Бирушка .	1928—1930, 1932—1933, 1935—1939, 1942—1944, 1954—1965	25	694	14
56	Б. Бира—ст. Биракан .	1932, 1934—1935, 1937, 1939—1965	31	2910	3
57	Кульдур—ст. Известковая	1941—1965	25	1080	1
58	Каменушка—ст. Лондоко	1949—1952, 1954—1965	16	1380	3
59	Икура—г. Биробиджан .	1946—1964	19	155	20

Продолжение

7	8	9	10	11	12	13	14
834	0,86	3,44	3550	2880	1958	27,2	2,07
237	1,02	4,08	1180	(1000)	1958	22,0	2,23
411	0,81	3,24	1680	1270	1958	17,8	1,94
74,6	0,69	2,76	265	(165)	1956	9,86	1,38
86,6	1,97	7,88	786	(498)	1953	12,5	2,79
728	0,39	1,56	1700	1450	1956	13,6	1,29
1400	0,26	0,00	2250	1950	1947	10,7	1,31
7,76	1,21	4,84	45,4	25,3	1959	7,28	1,66
584	0,65	2,60	1960	1090	1961	11,5	1,70
89,9	1,49	5,96	634	548	1963	8,65	2,35
196	1,38	5,52	1290	(977)	1946	26,0	2,22
70,0	1,30	2,60	421	(278)	1946	18,5	1,94
5350	0,35	1,40	11500	(9360)	1961	31,2	1,45
6030	0,38	1,52	13900	(11300)	1961	23,8	1,53
7250	0,44	1,76	18200	18100	1917	23,1	1,65
3090	0,33	1,32	6340	(5030)	1953	26,2	1,37
276	0,52	2,08	786	560	1953	10,9	1,36
741	0,43	1,72	1840	1250	1953	19,1	1,31
1480	0,44	2,64	3840	(3800)	1945	15,6	1,48
283	0,34	1,36	595	458	1960	9,16	1,14
87,1	0,92	3,68	395	277	1951	15,8	1,87
40,6	1,21	4,84	238	152	1961	9,63	1,88
817	0,48	1,92	2190	(1530)	1959	12,3	1,46
184	0,74	2,96	690	572	1964	12,8	1,51
102	0,69	2,76	362	232	1960	11,0	1,40
340	0,82	3,28	1400	1040	1932	13,4	1,68
154	0,65	2,60	516	333	1945	8,15	1,41
262	0,68	2,72	910	661	1960	13,5	1,46
17,2	0,91	3,64	77,3	38,6	1963	6,45	1,46

1	2	3	4	5	6
60	Тунгуска—с. Архангеловка	1929—1930, 1934—1947, 1950—1965	32	29 400	13
61	Кур-устье руч. Синки	1929—1930, 1934—1965	34	11 400	7
62	Черная—с. Черная речка	1946, 1950—1952, 1955—1960	10	197	3
63	Уссури—пос. Кировский	1928—1967	40	24 400	5
64	Улахэ—с. Кокшаровка	1949, 1951—1961, 1963—1967	17	9340	1
65	Каменка—с. Каменка	1947, 1951—1967	18	138	—
66	Фудзин—с. Верхние Лужки	1947—1953, 1955—1966	19	394	—
67	Фудзин—с. Уборка	1940—1944, 1946—1949, 1951—1967	25	3350	<1
68	Перевальная—с. Верхние Лужки	1948—1949, 1951—1961, 1963—1965, 1967	17	99,0	—
69	Даубихэ—с. Ново-Гордевка	1938—1943, 1945, 1947—1965	26	2710	1
70	Даубихэ—с. Яковлевка	1930—1939, 1950, 1953—1967	26	5180	6
71	Хонихеза—с. Варфоломеевка	1951—1967	17	235	<1
72	Шегуха—с. Крыловка	1948—1967	20	1070	19
73	М. Шегуха—с. Преображ.	1951—1967	17	83,3	8
74	Тамга—Тамга	1947—1967	21	492	12
75	Белая—Руновка	1929—1930, 1954—1967	15	350	10
76	Спасовка—с. Дубовское	1946, 1951—1965	15	249	8
77	Иман—с. Картун	1925—1926, 1928—1967	43	18 500	<1
78	Бейцухэ—с. Покровка	1941—1967	27	1910	17
79	Вак—с. Рацитное	1915—1919, 1928—1966	44	4730	4
80	Сандо—Вак—с. Ясная Поляна	1928—1930, 1934—1967	37	1790	—
81	Тудо—Вак—с. Костюково	1928—1930, 1932—1935, 1937—1939, 1941—1942, 1944—1949, 1951—1967	35	2540	2
82	Бикин—ст. Звеньевая	1941—1942, 1945—1967	25	21 400	4
83	Бира—с. Лермонтовка	1950—1965, 1967	17	728	8
84	Горбун—с. Пушкино	1953—1967	15	143	7
85	Хор—пос. Хор	1930—1967	38	24 500	<1
86	Суквай—мст. Сукпай	1949—1951, 1954—1965, 1967	16	3060	—
87	Тетюхэ—с. Горелое	1947—1967	21	293	—
88	Шиненгоу—с. Николаевка	1947—1953, 1957—1958, 1960, 1962—1967	16	191	—
89	Шигухе—с. Петровка	1951—1955, 1957—1959, 1961—1967	15	291	3
90	Цимухе—пос. Шкотово	1939—1943, 1945, 1947—1961, 1963—1967	26	706	—
91	Майхе—с. Майхе	1928—1967	40	894	5
92	Суйфун—с. Ново-Георг.	1956—1966	11	10 500	—
93	Суйфун—с. Тереховка	1935—1966	32	15 500	2

Продолжение

7	8	9	10	11	12	13	14
2260	0,63	2,52	7580	5100	1956	23,7	1,75
1230	0,63	2,52	4000	3060	1961	19,1	1,65
16,3	0,99	3,96	79,0	46,0	1956	3,75	1,57
2310	1,19	4,76	13300	12200	1950	37,8	2,25
590	0,36	1,44	1300	872	1951	5,70	1,35
14,6	0,72	2,88	53,5	(40,3)	1962	2,80	1,29
49,5	0,50	3,00	139	103	1962	4,95	1,15
236	0,74	4,44	895	(840)	1962	6,86	1,62
11,3	0,68	4,08	40,1	25,1	1954	2,54	1,18
332	1,25	5,00	2230	(1350)	1938	20,4	2,11
708	1,00	4,00	3470	2800	1950	25,6	1,92
31,1	1,36	5,20	225	129	1962	8,45	1,95
178	1,37	5,48	1160	867	1966	29,8	1,84
18,1	1,00	4,00	88,6	51,0	1966	8,40	1,44
78,8	0,71	2,84	284	192	1950	10,4	1,38
54,3	1,35	5,40	349	248	1966	14,6	1,81
51,0	1,09	4,36	271	(214)	1951	13,2	1,69
1720	0,74	2,96	6450	(5730)	1927	17,9	1,83
186	0,53	2,12	537	356	1950	9,45	1,36
562	0,90	4,50	2570	1920	1966	18,9	1,82
186	0,49	1,96	507	(363)	1950	5,65	1,33
243	0,53	2,12	647	478	1967	6,22	1,35
1280	0,26	1,04	2260	(2100)	1948	6,90	1,35
80,9	0,59	2,36	253	175	1957	6,52	1,30
15,5	0,48	1,92	41,5	26,7	1957	2,75	0,98
2640	0,40	1,60	6180	(5000)	1933	14,4	1,51
342	0,45	1,80	890	(568)	1962	7,22	1,32
53,7	1,29	5,16	332	(230)	1954	11,0	1,87
25,3	0,87	3,48	109	74,6	1962	4,67	1,48
78,9	1,26	5,04	479	250	1962	18,1	1,85
118	0,79	3,16	472	(294)	1956	9,21	1,50
238	1,13	4,52	1310	1120	1927	26,9	1,87
1060	1,35	5,40	6820	5450	1965	26,5	2,28
1360	1,37	5,48	8880	(5780)	1943	29,8	2,42

О ПРИМЕНИМОСТИ КРИВОЙ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ГАМБЕЛА К ОЦЕНКЕ ВЕРОЯТНОСТИ МАКСИМАЛЬНЫХ РАСХОДОВ

В статье излагается методика использования кривой распределения Гамбела, широко применяемой в ряде зарубежных стран к расчетам максимальных расходов. Рассматриваются теоретические основы метода и сопоставляются результаты расчетов по этому методу с расчетами по обычно применяемой в СССР биномиальной кривой распределения для ряда рек с различными значениями C_v .

В последнее время в зарубежных странах широко применяется для расчетов максимальных расходов воды различной вероятности превышения метод Гамбела, основанный на теории распределения крайних членов выборки. В частности, это нашло свое отражение на международном симпозиуме по паводкам, происходившем в Ленинграде в 1967 г., на котором значительная часть докладов в той или иной степени основывалась на использовании кривой распределения Гамбела.

В советской гидрологической литературе метод Гамбела освещен сравнительно мало. В работе Г. А. Алексеева [1], посвященной главным образом сопоставлению параметров кривой Гамбела и обычных статистических характеристик распределения, отмечается, что кривая Гамбела недостаточно гибка и не всегда применима на практике. Представляется интересным подвергнуть методику Гамбела более широкому анализу, а именно: рассмотреть как теоретические основы этого метода, так и практическую его применимость с сопоставлением результатов расчетов по нему и по обычно применяемой в СССР биномиальной кривой распределения.

Применение теории распределения крайних членов выборки к рядам максимального стока основано на допущении, что наблюдаемые годовые максимумы стока являются крайними членами достаточно обширной последовательности независимых величин (например, ежедневных максимальных суточных расходов), следующих одному и тому же показательному закону распределения.

Исходя из этого распределение стока в каждом году может быть представлено в виде

$$P(Q < x) = P(x) = \begin{cases} 0 & \text{при } x < 0 \\ 1 - e^{-\frac{x}{v}} & \text{при } x > 0, \end{cases} \quad (1)$$

где v — параметр, равный среднему значению.

Тогда наибольший член выборки $Q_{n,n}$ за n лет будет иметь распределение, определяемое равенством

$$P(Q_{n,n} < x) = P^n(x), \quad (2)$$

выражающим вероятность совместного выполнения неравенств $Q_1 < x; Q_2 < x; \dots; Q_n < x$, что необходимо и достаточно для того, чтобы $Q_{n,n} < x$.

Учитывая формулу (1) при $x \geq 0$ имеем

$$P(Q_{n,n} < x) = \left(1 - e^{-\frac{x}{v}}\right)^n. \quad (3)$$

Полагая $x = v \ln n + z$, где $v \ln n = M Q_{n,n}$ — среднее значение увеличивающееся с ростом n по логарифмическому закону, а z может иметь любой знак, найдем

$$P(Q_{n,n} < v \ln n + z) = \left(1 - e^{-\ln n - \frac{z}{v}}\right)^n. \quad (4)$$

Так как при $n \rightarrow \infty$

$$\left(1 - \frac{u}{n}\right)^n = e^{-u},$$

то при том же условии

$$P(Q_{n,n} < v \ln n + z) = e^{-e^{-\frac{z}{v}}},$$

т. е. распределение подчиняется двойному показательному закону или закону первого типа. Общий вид его

$$P_{1,n}(x) = e^{-e^{-y}}, \quad (5)$$

где $y = \alpha(Q - q)$, $\alpha > 0$ и q — некоторые константы. При $x = q$, $y = 0$ значение функции $P_{1,n} = 0,3679$, что отвечает модам кривых плотностей вероятностей распределения. Отсюда y , по сути, является нормированным отклонением от моды. По формуле (5) путем двойного потенцирования Гамбелом составлена таблица значений $P_{1,n}(Q)$ [2].

Для практического применения метода Гамбела используется процедура, приводящая к построению графика зависимости исследуемых максимальных расходов Q от нормированных отклонений от моды y . При этом совокупность точек, отвечающих на графике имеющимся наблюдениям, аппроксимируется прямой линией, по которой и производится экстраполяция значений максимального стока до величин, отвечающих заданной вероятности. Уравнение теоретической прямой принимается в виде

$$Q = q + \frac{y}{\alpha}, \quad (6)$$

а оценка эмпирической обеспеченности производится по формуле

$$P_{1,n}(Q_k) = \frac{K}{N+1}. \quad (7)$$

Для примера ниже дано построение кривой распределения максимального стока по этому методу для одной из рек Дальнего Востока Синтухэ — Ильинка. При этом зависимость $Q = f(y)$ строится на клетчатке вероятности с умеренной асимметричностью, на которой параллельно оси абсцисс по зависимости $y = f(1-p)$ проведена шкала значений y . Очевидно, что линия связи по формуле (7) при $C_s \neq 0$ на этой клетчатке будет выражаться кривой линией.

Расчет производится по следующей схеме:

1. В поле клетчатки вероятности, как обычно, наносятся эмпирические точки (рис. 1, а).

2. Рассчитывается среднее арифметическое значение ряда $\bar{Q} = 195 \text{ м}^3/\text{сек}$ и среднее квадратическое отклонение $S_Q = C_v \cdot Q = 219 \text{ м}^3/\text{сек}$.

3. Из таблицы $(\bar{y}_N \text{ и } \delta_N) = f(N)$, приведенной в [2], определяются по числу членов N вспомогательные величины \bar{y}_N и δ_N , представляющие среднее значение и среднее квадратическое отклонение величин y_k ($k = 1, 2, \dots, N$). При N , в данном случае равном 39, получаем $\bar{y}_{39} = 0,538$; $\delta_{39} = 1,119$.

4. Обозначая $\frac{S_x}{\delta_N} = \frac{1}{\hat{\alpha}}$, определяем $\frac{1}{\hat{\alpha}} = 196$ и значение параметра $\hat{q} = \bar{Q} - \bar{y}_N \frac{1}{\hat{\alpha}} = 90$.

5. При подстановке $\frac{1}{\hat{\alpha}}$ и \hat{q} в уравнение (7) получается искомое уравнение линии связи $Q = f(y)$

$$Q_{\max p} = 196 y_p + 90,$$

по которому вычисляются значения Q_{\max} для различных значений y :

$y \dots$	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	-1	-2
$Q_{\max} \dots$	1854	1658	1462	1266	1070	874	678	482	286	90	2106	-302

6. Значения $Q_{\max} = f(y)$ наносятся на клетчатку вероятностей, причем в качестве абсциссы принимается построенная ранее ось y (рис. 1).

Для выяснения степени согласованности эмпирических точек и теоретической кривой при каком-либо значении Q_K вычисляется величина

$$\delta_{(Q_K)} = \frac{\sqrt{N} \delta y_k}{\sqrt{N} \hat{\alpha}}, \quad (8)$$

которая используется для определения доверительных границ по обе стороны от теоретического значения Q_K , лежащего на кривой. Для примера на рис. 1 показаны доверительные границы для уровня значимости 5%. Однако необходимо заметить, что эта оценка степени согласованности имеет смысл лишь при

$$0,15 < \frac{K}{N+1} < 0,85,$$

т. е. в пределах обеспеченности от 15 до 85%, где построение кривой обычно может производиться непосредственно по интерполяции и не вызывает особых трудностей. В пределах экстраполированной части кривой обеспеченности, определенные по этой методике доверительные границы являются приближенными.

Кроме того, необходимо отметить, что закон первого типа распределения крайних членов выборки, специально разработанный для расчета максимальных величин, сам по себе достаточно строг. Однако до-

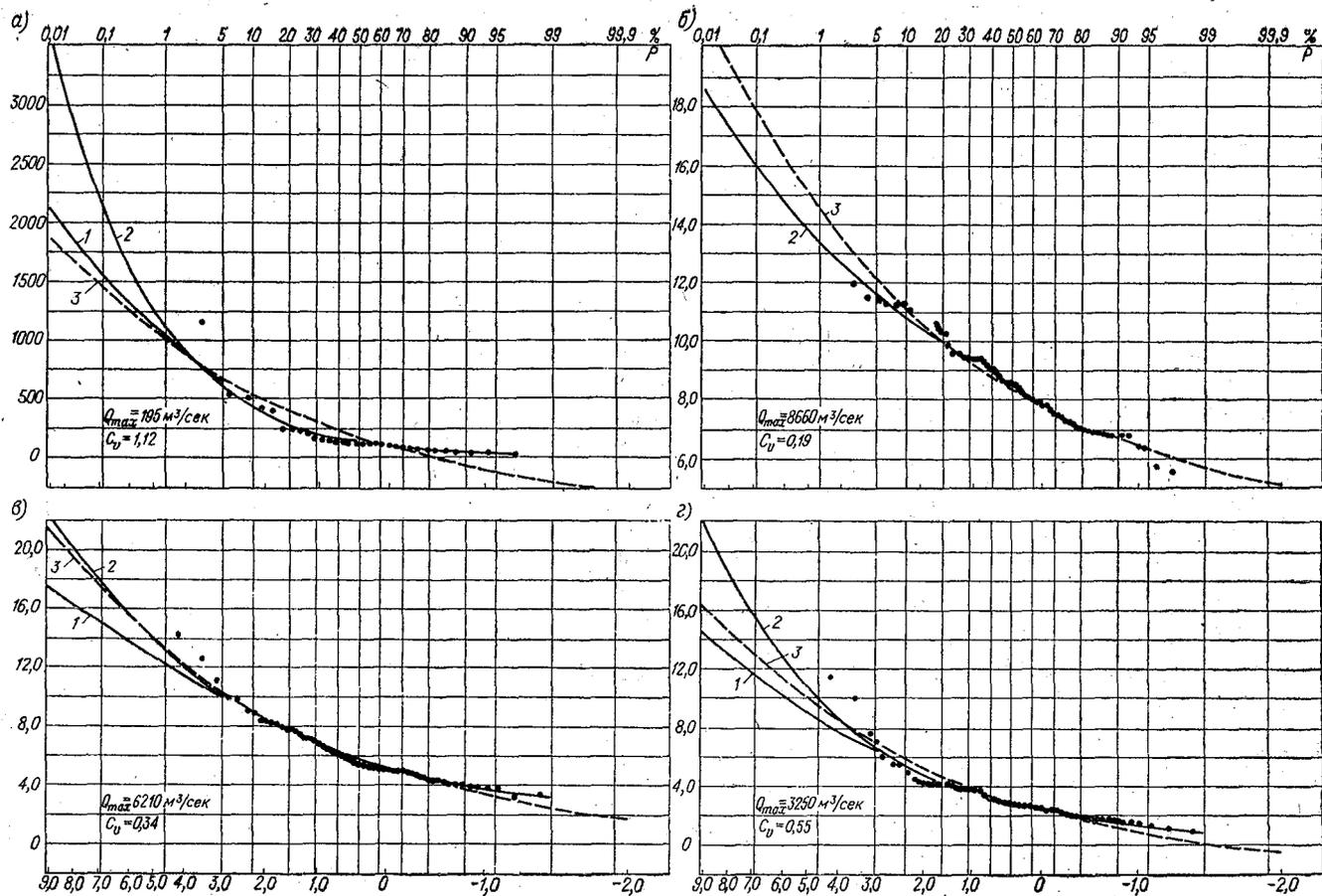


Рис. 1. Кривые обеспеченности максимальных расходов:
 а — р. Синтухэ — Ильинка; б — р. Нил — Асуан; в — р. Зейя — Зейские Ворота; г — р. Шилка — Часовая;
 1 — биномиальная кривая $C_s = 2C_v$; 2 — биномиальная кривая $C_s = 4C_v$; 3 — кривая Гамбела

пушения, принимаемые при его применении для рядов максимального стока, в частности, касающиеся предположения о независимости стока внутри года и статистической однородности распределения стока за каждый год, вряд ли могут считаться с физической точки зрения достаточно обоснованными.

Поэтому единственным критерием применения метода Гамбела к рядам максимального стока является практическое соответствие его наблюдаемым в природе соотношениям и результатам расчетов по другим, достаточно апробированным на практике методам.

Для выяснения этого вопроса были рассчитаны кривые обеспеченности максимального стока по методу Гамбела и по биномиальной кривой обеспеченности (при $C_s = 2 C_v$ и $C_s = 4 C_v$) для 13 пунктов. Результаты экстраполяции по этим двум методам сопоставлены между собой (для обеспеченности $P = 0,01; 0,1; 1,0\%$) и с фактическими данными по имеющимся рядам наблюдений (табл. 1).

Оказалось, что при низких значениях коэффициента вариации ($C_v < 0,2-0,3$) кривая обеспеченности Гамбела в верхней части проходит значительно выше биномиальной кривой при $C_s = 4 C_v$ и не соответствует расположению эмпирических точек (р. Нил — Асуан, рис. 1, б), а значения расходов Q_p оказываются существенно преувеличенными как по сравнению с фактически наблюдаемыми, так и с расчетом по биномиальной кривой.

При увеличении коэффициента вариации до $0,3-0,5$ оказывается, что кривые обеспеченности Гамбела и биномиальные кривые при $C_s = 4 C_v$ (р. Зея — Зейские ворота, рис. 1, в) практически совпадают.

При увеличении коэффициента вариации до $0,6-0,7$ кривая Гамбела отклоняется вниз от биномиальной кривой обеспеченности при $C_s = 4 C_v$ и примерно соответствует или проходит несколько выше чем биномиальная кривая при $C_s = 2 C_v$ (например, р. Шилка — Часовая, рис. 1, г). В соответствии с этим расходы 1% -ной обеспеченности по методу Гамбела оказываются заниженными (см., например, табл. 1 р. Иман — Картун, Амур — Покровка, Шилка — Часовая) по сравнению как с наблюдаемыми максимумами, так и с расчетами по биномиальной кривой при $C_s = 4 C_v$.

Наконец, при дальнейшем увеличении коэффициента вариации ($C_v > 0,6-0,7$) кривая Гамбела проходит уже ниже, чем биномиальная кривая при $C_s = 2 C_v$ (р. Синтухэ — Ильинка, рис. 1, а).

Таким образом, практическая проверка применимости метода Гамбела к рядам максимального стока показала, что только при значениях коэффициента вариации $0,3-0,5$ этот метод дает удовлетворительные результаты. При меньших коэффициентах вариации обеспеченные расходы редкой повторяемости получаются завышенными и проходят выше эмпирических точек. При больших коэффициентах вариации обеспеченные расходы редкой повторяемости получаются существенно заниженными и располагаются значительно ниже эмпирических точек. Эти отклонения получились, по-видимому, за счет приведенных выше допущений и практический учет их при расчетах вряд ли возможен. Поэтому метод Гамбела может привести к значительным просчетам как в ту, так и в другую сторону.

Учитывая также значительную трудоемкость метода, применение его при расчетах максимальных расходов не может быть рекомендовано.

Река—пункт	Число лет наблюдений	Коэффициент вариации	Q_0	Год
Даубихэ—Ново-Гордеевка . . .	26	0,98	1350	1938
Ситухэ—Ильинка	32	1,12	1150	1943
Уссури—Кировский	39	0,98	12200	1950
Шилка—Часовая	67	0,55	11400	1958
Амур—Покровка	67	0,53	19800	1958
Имна—Картун	42	0,64	5730	1927
Чита—Чита	29	0,81	427	1947
Зея—Зейские ворота	62	0,34	14200	1928
Белая—Уфа	79	0,42	13800	1916
Чусовая—Чусовские городки . .	72	0,34	4570	1902
Иртыш—Усть-Каменогорск . . .	57	0,25	3930	1937
Нил—Ассуан	72	0,19	13900	1892
Нева—Новосаратовка	104	0,15	4590	1955

Таблица 1

Обеспеченность								
P=0,01 %			P=0,1 %			P=1 %		
Кривая Гамбела	Биномиальная кривая		Кривая Гамбела	Биномиальная кривая		Кривая Гамбела	Биномиальная кривая	
	$C_S=4C_V$	$C_S=2C_V$		$C_S=4C_V$	$C_S=2C_V$		$C_S=4C_V$	$C_S=2C_V$
2850	5050	2980	2240	3000	2240	1540	1600	1500
1900	3600	2100	1450	2100	1540	1000	1060	990
20000	35500	21000	15200	26700	15800	10600	13400	10600
16000	22000	14300	12800	15200	11600	9400	9700	8750
25600	34000	22400	20400	23600	18200	15200	15200	13800
10000	14100	8750	7700	10100	6950	5500	5600	5100
—	—	—	645	825	670	450	540	480
23600	22400	17300	15600	15600	14900	13100	13000	12200
23600	26800	19600	18400	20400	16500	14500	14590	13200
7650	8830	6810	6300	6880	5830	4950	5100	4690
6520	6200	5120	5450	5100	4540	4350	4060	3880
21000	18500	16400	17800	16000	14800	14400	13400	13000
6900	6190	5560	6000	5430	5130	5200	4730	4630

ЛИТЕРАТУРА

1. Алексеев Г. А. О применении кривой распределения наибольшего члена выборки для оценки вероятности максимальных расходов воды. «Метеорология и гидрология», 1961, № 1.
2. Смирнов Н. В., Дунин-Барковский И. В. Курс теории вероятностей и математической статистики. «Наука», 1965.
3. Соколовский Д. Л. О применении методов математической статистики к расчетам максимальных расходов воды. «Гидротехническое строительство», 1963, № 5.



Ю. М. Алехин

ПРОБЛЕМА ПРИЧИННОСТИ В ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ ПРОГНОЗАХ БОЛЬШОЙ ЗАБЛАГОВРЕМЕННОСТИ¹

Ставится под вопрос обоснованность так называемого генетического пути развития сверхдолгосрочных гидрометеорологических прогнозов в связи с вероятностной причинностью в природе. Предлагается перейти от изучения внешних причин процессов к исследованиям их внутренней необходимости развития.

Видимо во всех областях гидрометеорологии широко распространено представление о том, что путь развития сверхдолгосрочных прогнозов макропроцессов состоит в отыскании их причин и причинно-следственных связей (назовем его генетическим путем или методом исследований). По нашему мнению, это малоэффективный путь, не способный привести к надежным практическим результатам. Задача данной статьи — попытаться обосновать эту точку зрения.

Само собой разумеющейся (и поэтому, как правило, молчаливой) предпосылкой генетического метода является представление об однозначной причинности в природе в том смысле, что колебания явлений во времени есть однозначные следствия колебаний их причин или что одинаковые причины при одинаковых обстоятельствах должны приводить к одинаковым результатам. Из этого вытекает система, выражающая принципиальную сущность генетического метода:

$$\left. \begin{aligned} A(t) &= \sum_{i=1}^m A_{B_i}(t), \\ A_{B_i}(t) &= f[B_i(t)], \end{aligned} \right\} \quad (1)$$

где A — рассматриваемое явление; m — число его причин и A_{B_i} — составная часть явления A , однозначно определяемая причиной B_i .

Сошлемся в подтверждение (1) на весьма типичную для современных веяний, особенно в океанологии, работу [1], посвященную отысканию «причин» многолетних колебаний форм атмосферной циркуляции Вангенгейма (кроме того, в работе рассматривается и вопрос о прогнозе этих форм, о чем коротко будет сказано ниже).

В основу работы положено предположение, что причинами колебаний атмосферной циркуляции должны быть элементы, многолетние вариации которых примерно равны периодам основных гармоник этих колебаний. Так как колебания форм циркуляции имеют, по мнению авторов [1], четыре основные гармоники с периодами 3,6; 6,6; 11,4 и

¹ Примечание редакции. Статья печатается в порядке дискуссии.

17,7 года, то причинами этих колебаний они предлагают считать изменения скорости вращения Земли (период вариаций 3—4 года), перемещения полюса вращения Земли (период вариаций 6 лет), колебания солнечной активности (период 11 лет) и колебания приливообразующей силы Луны (период вариации 19 лет). Ясно, что подобного рода поиски причин должны исходить из представления об однозначной причинности, т. е. из системы (1). Кроме того, следует отметить еще два обстоятельства. Во-первых, авторы [1] признают, что физика воздействия всех причин на атмосферную циркуляцию не ясна и что единственным их обоснованием, кроме примерного равенства периодов вариаций, являются соображения логики. Во-вторых, все найденные в [1] причины не являются *непосредственными*, они воздействуют на атмосферную циркуляцию через длинную цепь промежуточных причинно-следственных связей. Например, 6-летние перемещения полюса вращения Земли приводят, по мнению авторов [1], к 6-летним колебаниям центробежной силы вращения Земли; последние, в свою очередь, приводят к колебаниям поверхности равновесия океанической оболочки Земли; далее следуют колебания скорости меридиональных океанических течений, в частности Гольфстрима, затем колебания положения, глубины и площади исландского минимума давления и наконец 6-летние колебания общей циркуляции атмосферы.

Исследования типа [1] (в настоящее время уже довольно многочисленные, см., например, список литературы к [1]) можно назвать детальными в смысле отыскания причин отдельных гармонических составляющих процессов. Кроме того, практикуются и исследования так сказать «обобщенные»:

$$A(t) = f \left[\sum_{i=1}^m B_i \right]. \quad (2)$$

рассматривающие связь всех причин с явлением в целом. Это, например, хорошо известные в гидрологии исследования связей речного стока с циркуляцией атмосферы и солнечной активностью. В принципе они не отличаются от [1]: в основе лежит то же представление об однозначной причинности, физика связей «причины — явления» не ясна и рассматриваемые причины, как правило, не являются непосредственными.

Хотя генетический метод по-видимому, столь же древен, как и сама гидрометеорология, он до сих пор не привел к ощутимым успехам, главным образом в сверхдолгосрочных прогнозах. Оказалось, и это подтверждено уже многими данными, что фазовые сдвиги генетически связанных процессов неустойчивы во времени: в течение некоторого периода процессы оказываются синхронными, затем становятся зеркальными (фазовый сдвиг изменяется на $\pm\pi$), затем снова синхронными или промежуточными и т. д. Поэтому многие уже попытки прогноза, например годового стока по характеристикам циркуляции атмосферы и солнечной активности, в конце концов оканчивались неудачей — изменившийся фазовый сдвиг путал все карты. Характерен в этом отношении и опыт работы [1]: потратив на изложение поиска и обоснования причин большую часть статьи, авторы ее затем забывают о своих генетических изысканиях, когда переходят к центральной задаче — прогнозу форм атмосферной циркуляции. Они решают ее формальным методом суперпозиции (названном в [1] «компонентно-гармоническим методом»), никакого отношения к генезису формирования явления не имеющему. Видимо, несмотря на равенство средних периодов вариаций причин и основных гармоник атмосферной циркуляции,

процессы эти не являются устойчиво синфазными и, следовательно, не могут быть использованы для прогнозирования.

В чем большинство современных исследователей видят причину такого положения. Исключительно в недостаточности знаний о природе явлений и их взаимосвязи; что касается принципиальной обоснованности генетического метода, то сомнению она не подвергается «... надо отметить — пишут, например, авторы [2] — что проблема использования характеристик атмосферной циркуляции в целях разработки методов долгосрочных прогнозов стока еще далеко не разрешена... Опыт показывает, что многие из эмпирически выявленных зависимостей... оказывались справедливыми только для того ряда наблюдений, на основе которого они были выведены; в дальнейшем эти зависимости нарушались... Это является прямым следствием недостаточной изученности закономерностей колебания атмосферной циркуляции».

По нашему же мнению, дело заключается в необоснованности самого генетического метода: его предпосылка об однозначной причинности не соответствует повсеместной вероятностной причинности в природе. В свою очередь, последняя, как показано в [3], является следствием многоступенчатости формирования любых природных явлений с неизбежным лавинным нарастанием суммы так называемых элементов случайностей.

Под многоступенчатостью формирования явлений природы понимается тот очевидный факт, что непосредственные причины любого явления в свою очередь имеют свои причины и т. д. вплоть до гипотетических абсолютных первопричин (или прафакторов), находящихся на формально бесконечно удаленной ступени формирования (рис. 1). Даже если принять «коэффициент размножения» причин от ступени к ступени равным двум (т. е. каждая причина в свою очередь имеет не больше двух причин), то и в этом случае имеем геометрическую прогрессию числа причин от ступени к ступени вплоть до очень большого числа начальных прафакторов. Но дело даже не в том, что количество возможных причин на удаленных ступенях будет очень большим и трудно учитываемым, а в том, что в процессе взаимодействия причин возникают недетерминированные перекрещивания причинно-следственных цепей, приводящие к неконтролируемым элементам случайностей (ЭС). Как сформулировано в [4], ЭС — это «такое единичное явление, которое не детерминируется действием какого-либо одного закона, а есть результат совпадения, перекрещивания действий нескольких причинных цепей, причем само это совпадение не является необходимостью».

Для пояснения повторим пример, приведенный в [3]. Известно, что выпадение осадков в данном пункте определяется процессами перемещения воздушных масс и конденсации облаков, которые не связаны как друг с другом, так и с координатами данного пункта; поэтому точка их пересечения во времени и пространстве (подразумеваемая время и место выпадения дождя) и есть ЭС по отношению к данному пункту и данному моменту времени.

Возникая на всех ступенях формирования и передаваясь в цепном процессе воздействий со ступени на ступень, ЭС входят в конце концов

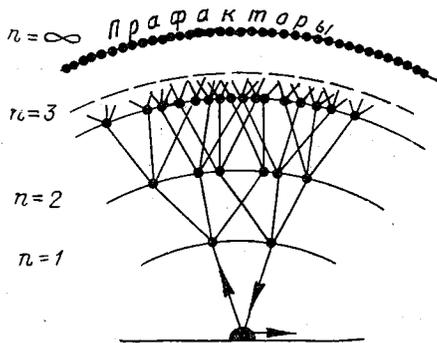


Рис. 1. Схема формирования природных явлений.

в массовом количестве в рассматриваемое явление. Исходя из этого, системе (1) следует записать в виде:

$$\left. \begin{aligned} A(t) &= \sum_{i=1}^m A_{B_i}(t), \\ A_{B_i}(t) &= f[B_i^n(t)] + \sum_0^n \psi_{B_i}(t), \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

где n — число промежуточных ступеней между явлениями и его причинами и ψ_{B_i} — элементы случайностей, возникающие при передаче воздействия причины B_i^n со ступени на ступень (выраженные в физическом эквиваленте явления A),

т. е. связи между причинами и определяемыми ими частями явления должны быть вероятностными, тем более, чем больше число промежуточных ступеней.

Последнее следует подчеркнуть. Нельзя конечно отрицать, что генетические связи явлений с непосредственными их факторами (например, годового стока с годовыми осадками, объема половодья со снегозапасом и пр.) как правило ясно выражены, а иногда и функциональны. Однако они не могут служить основой для разработки прогнозов явлений с очень большой заблаговременностью (например, 1 год и более), вследствие чего делались и делаются попытки применения для указанной цели прямых связей явлений с «удаленными» факторами или причинами причин (по типу упомянутых попыток прогноза годового стока по характеристикам атмосферной циркуляции). Именно эти связи мы и имеем в виду, когда говорим о генетическом методе. Как следует из (3), воздействие «удаленных» причин неизбежно должны сопро-

вождаться массой случайных возмущений $\sum_0^n \psi_{B_i}(t)$, вследствие чего связи явлений с этими причинами по типу (1) и (2) неизбежно должны быть вероятностными пропорционально «удаленности» рассматриваемых в них причин (т. е. числу ступеней n).

По нашему мнению, неустойчивость зависимостей (1) и (2) есть следствие в основном этого обстоятельства, а не недостаточности знаний. Вероятностная причинность останется неизменной при любом уровне знаний, и поэтому упорно продолжающиеся до сих пор попытки совершенствования генетического метода, в частности, путем учета модных сейчас «космических причин»¹ в принципе не могут быть успешными. Не обоснована коренная предпосылка генетического метода, и изменить положение можно лишь отказавшись от нее, т. е. от самого метода.

В чем альтернатива генетического пути развития сверхдолгосрочных гидрометеорологических прогнозов.

По нашему мнению, в отказе от учета каких-либо причин в обычном смысле этого слова и переходе к представлению об абсолютном:

¹ Мы имеем, в частности, в виду недавнее высказывание академика М. В. Келдыша о пути совершенствования долгосрочных прогнозов погоды. В интервью по поводу состояния и развития советской науки (журнал «Наука и жизнь», № 1, 1968, стр. 9), М. В. Келдыш, в частности, сказал: «... что касается долгосрочных прогнозов, то в этой области — и здесь я высказываю свою личную точку зрения — все сделанное до сих пор должно быть подвергнуто фундаментальному пересмотру. Почему? Потому что весь теоретический аппарат, применяемый для расчетов долгосрочных прогнозов, до последнего времени строился на основе закономерностей тех гидродинамических процессов, которые протекали замкнуто в атмосфере. Между тем, разогрев верхних слоев атмосферы, постепенно сказывающийся в нижних слоях, в значительной степени зависит от воздействий Солнца, которые мы раньше не знали и которые стали нам известны благодаря исследованиям на спутниках и других космических аппаратах. Поэтому прогресс в области долгосрочных прогнозов, видимо, следует ожидать с созданием, если можно так выразиться, космической теории погоды.»

М. В. Келдыш несомненно прав, говоря о необходимости фундаментального пересмотра всей теории долгосрочных гидрометеорологических прогнозов, но только, по нашему мнению, не в том направлении, которое он указывает.

происхождении гидрометеорологических макропроцессов: принимая в (3) $n \rightarrow \infty$ (и соответственно $m \rightarrow \infty$), получим

$$A(t) = \sum_0^{\infty} \psi_{\infty}(t), \quad (4)$$

т. е. по абсолютному происхождению любое явление представимо как сумма очень большого (формально — бесконечного) числа элементов случайностей.

Казалось бы, из (4) может лишь следовать вывод о хаотичности естественных процессов и принципиальной их непознаваемости. Но если вспомнить классическую теорию вероятностей и рассматриваемые в ней особого рода статистические закономерности массовых совокупностей, то придем к несколько иному заключению.

Так как в каждый момент времени процесс $A(t)$ формируется массой ЭС, то в нем так же должны возникать аналогичные закономерности, но только динамического характера. В [3] они названы динамико-статистическими закономерностями; приведем здесь лишь схематичное их обоснование (подробнее см. [3]).

Предположим, имеется последовательность случайных величин $\xi(t)$ в отклонениях от их нормы (математическое ожидание $M\xi = 0$). Если последовательность стационарна, т. е. если ее корреляционная функция

$$R(\tau) = M |\xi(t) \xi(t + \tau)| \quad (5)$$

зависит лишь от τ , то математически можно показать, что она должна описываться уравнением

$$\xi(t) = \xi e^{i\lambda t}, \quad (6)$$

т. е. будет цикличной. «Вещественная часть каждой реализации этой последовательности — отмечает А. М. Яглом [5] — будет представлять собой синусоиду

$$\psi(t) = \alpha \sin(\lambda t + \varphi), \quad (7)$$

где α , λ и φ меняются от реализации к реализации.»

Следствием этого будет внутренняя скоррелированность последовательностей $\psi(t)$.

Примем для простоты вычислений

$$\psi(t) = \alpha \cos \lambda t + \gamma \sin \lambda t; \quad M\alpha\gamma = 0; \quad M\alpha^2 = M\gamma^2 = b. \quad (8)$$

Подставляя (8) в (5), окончательно получим

$$R(\tau) = b \cos \lambda \tau, \quad (9)$$

т. е. цикличность $\psi(t)$ обуславливает скоррелированность ее членов, циклически изменяющуюся по τ .

Из теории далее следует, что с увеличением числа суммирующихся последовательностей (8)

$$a(t) = \sum_{k=1}^n (\alpha_k \cos \lambda_k t + \gamma_k \sin \lambda_k t), \quad (10)$$

$$(M\alpha_k \gamma_p = 0 \text{ при любых } k, p; \quad M\alpha_k^2 = M\gamma_k^2 = b_k),$$

отчетливость и устойчивость цикличности $a(t)$ должны возрастать, равно как и устойчивость внутренней скоррелированности по закону

$$R(\tau) = \sum_{k=1}^n b_k \cos \lambda_k \tau. \quad (11)$$

Поэтому любой процесс $A(t)$, образованный по (4) массой ЭС, должен быть, во-первых, циклическим и, во-вторых, обладать внутренней скоррелированностью. Последнее говорит о наличии в $A(t)$ «обратной связи»:

$$A_{t+p} = f[A_t, A_{t-1}, A_{t-2}, \dots, A_{t-m}], \quad (12)$$

благодаря которой каждое последующее его значение как бы предопределено (с вероятностью всегда меньше единицы) рядом значений в прошлом. Упомянутые динамико-статистические закономерности понимаются нами в смысле (12).

В условиях вероятностной природы, представление (4) и вытекающие из него закономерности вида (12) являются, по нашему мнению, более рациональной и продуктивной основой прогнозных исследований. Речь, по сути дела, идет о переходе к исследованиям внутренней причинности в макропроцессах, производной от их внешних причин: все множество последних, во всем многообразии их случайных сочетаний, запечатлено в самих процессах, и поэтому сами они и должны являться основными объектами исследования. Подчеркиваем, что зависимость (12) рассматривается нами не как формальный прием экстраполяции, оторванный от генезиса явлений, а как метод познания последнего через исследование внутренних причинностей. В связи с этим следует расширить само понятие причинности; в него должна быть включена и внутренняя причинность или внутренняя необходимость развития процессов как интегральное выражение их внешних причинно-следственных связей.

Понятно, что реализация указанного пути исследований потребует создания особого математического аппарата, элементы которого в виде корреляционных и спектральных функций уже появились. Сделаны и первые шаги по практическому использованию (12) [3, 6, 8], позволяющие надеяться на плодотворность этого пути в будущем.

В заключение не лишне отметить, что, судя по сборнику [7], в советской философии начался, буквально в последние 3—4 года, коренной пересмотр понятия о причинности и связанных с этим вопросов. В частности, получило «права гражданства» представление о неизбежной вероятности сложных систем и процессов и в том, что «...одинаковые причины при одинаковых обстоятельствах могут производить разные следствия» [7, стр. 242 и 233]. Приведем выдержку из [7, стр. 211—212], содержание которой имеет прямое отношение к конечному выводу данной статьи:

«В развитых научных дисциплинах, достигших высокой степени использования математического аппарата и дающих открываемым закономерностям математическую формулировку, под причинностью понимается прежде всего связь состояний во времени (подчеркнуто нами — Ю. А.) такая, что на основе знания предшествующего состояния системы можно предсказать ее будущее состояние... Повторяем, что в развитых научных теориях, когда говорят о причинности, имеют в виду не столько единичные случаи воздействия одной вещи на другую, сколько закономерное, необходимое протекание процессов. Причинно обусловленные процессы тем и характеризуются, что в них задание начального состояния определяет последующие состояния, и именно в наличии такой последовательности и заключается наиболее важное для науки выражение принципа причинности. Причинность, понимаемая как нечто отличное от связи состояний и не включающая ее в себя, тем самым чрезвычайно обедняется».

Таким образом, в физике и философии появились в последние годы радикально новые представления о вероятности процессов и при-

чинности как внутренней необходимости их развития (или «связи состояний» по терминологии авторов главы V сборника [7]), в принципе совпадающие с выводами [3] и данной статьи. Правда, переход к этим новым представлениям произведен указанными авторами с некоторыми, на наш взгляд, недоработками, имеющими скорее философское, чем практическое значение. Поэтому лишь коротко остановимся на двух моментах.

Авторы главы V сборника [7] видимо допускают существование в природе объективно однозначных связей, считая, что неизбежная вероятность сложных систем является следствием лишь их сложности (стр. 242). При таком подходе понятие вероятности предстает как субъективное и временное в смысле зависимости от уровня знаний и технических возможностей. По нашему мнению, это не верно. Вероятность процессов есть следствие не их сложности, а случайности по абсолютному происхождению; следовательно, это абсолютное понятие, от уровня знаний и возможностей не зависящее.

Далее, говоря о причинности, как связи состояний (см. приведенную выдержку), указанные авторы нигде не уточняют, какой должна быть эта связь — однозначной или вероятностной. Возможно, что это забывчивость, но не исключена и попытка обойти трудность классификационного характера. Дело в том, что в философии принято подразделение всех закономерностей природы на динамические и статистические, первые из которых рассматриваются как однозначные (связь смежных значений процесса функциональна), а вторые — как статические (возникающие в массе статично рассматриваемой совокупности). Понятно, что динамическим закономерностям вероятностных процессов места в такой классификации нет. Поэтому, с переходом к представлению о «связи состояний» процессов следует, по нашему мнению, переосмотреть и классификацию закономерностей природы, введя в нее промежуточную третью группу — динамико-статистические закономерности вероятностных процессов и систем.

ЛИТЕРАТУРА

1. Максимов И. В., Смирнов Н. С. Опыт долгосрочного прогноза основных форм атмосферной циркуляции в северном полушарии компонентно-гармоническим методом. Тр. АНИИ, т. 262, 1965.
2. Аполлов Б. А., Калинин Г. П., Комаров В. Д. Гидрологические прогнозы. Гидрометеоздат, 1960.
3. Алексин Ю. М. Статистические прогнозы в геофинке. Изд. ЛГУ, 1963.
4. Анисимов С. Ф. Соотношение категорий закономерности, необходимости и случайности. «Вопросы философии», 1955, № 6.
5. Яглом А. М. Введение в теорию стационарных случайных функций. «Успехи математических наук», т. VII, вып. 5, 1952.
6. Алексин Ю. М. Множественное линейное экстраполирование макропроцессов (динамико-статистический метод прогнозирования). Тр. ЛГМИ, вып. 28, 1968.
7. Философия естествознания, Сб. 1. Изд-во политической литературы, 1966.
8. Алексин Ю. М., Кондратович К. В., Гвоздева В. Г. Динамико-статистический метод прогнозирования гидрометеорологических процессов и его практическое применение. Материалы рыбохозяйственных исследований Северного бассейна, вып. XII, Мурманск, 1968.

И. А. Шикломанов

ВЫДАЮЩИЕСЯ ПАВОДКИ В АВГУСТЕ 1965 г. В ЮЖНОМ ПРИМОРЬЕ, ИХ ИССЛЕДОВАНИЕ И РАСЧЕТ ПРИ ПОМОЩИ ЭЛЕКТРОННОГО МОДЕЛИРУЮЩЕГО УСТРОЙСТВА

Приведены максимальные расходы выдающегося паводка 1965 г. по малым водосборам, определенные по меткам высоких вод, даны расчеты гидрографов и максимальных расходов с использованием электронного моделирующего устройства (ЭМУ).

В 1965 г. дважды в течение августа часть территории Приморского края, расположенная юго-западнее оз. Ханка и ограниченная с запада государственной границей с КНР, а с востока 132° в. д., была охвачена сильнейшими ливневыми дождями тайфунного происхождения. В пределах СССР наибольшие величины осадков отмечены 6—7 и 30—31 августа в Хасанском и Приморском районах края на площади примерно 3000 км^2 и составили за дождь 200—250 мм при максимальном суточном слое 170—200 мм (табл. 1).

Таблица 1

Наибольшие наблюдения величины осадков в августе 1965 г.

Метеостанция или пост	Дата	H за дождь, мм	H за сутки, мм	H за час, мм	Примечание
Посьет	6—7/VIII	246	201	26,5	Плювиограф
Барабаш	30—31/VIII	208	178	31,4	"
Краскино	6—7/VIII	222	172	—	Осадкомер
Воробей	30/VIII—1/IX	218	150	34,5	Плювиограф

Сумма осадков за август по метеостанции Посьет оказалась равной 487 мм (61,3% годовой суммы). Сопоставляя приведенные максимальные суточные суммы осадков с соответствующими обеспеченными величинами для района, можно оценить обеспеченность августовскими дождями 1965 г., которая оказалась примерно равной трем процентам ($P \approx 3\%$). Интересной особенностью рассматриваемых дождей является то, что они при общей длительности 35—45 ч имеют довольно малую редукцию интенсивности по продолжительности. Средний показатель степени редукции n_2 , определенный по четырем станциям, равен 0,46 (при обычной величине для выдающихся дождей данного района).

$n_2 = 0,65-0,85$). Малая редукция по продолжительности при высокой средней интенсивности, а также значительное предшествующее увлажнение обеспечили чрезвычайно высокие коэффициенты стока и модули максимального стока в августе 1965 г. на водосборах различных площадей.

Наиболее высокие паводки наблюдались на водотоках, впадающих с запада в Амурский залив и залив Петра Великого. При этом на реках Сидеми, Амба, Янчихе с площадями водосборов $F = 150-242 \text{ км}^2$ максимальные модули, по данным измерений гидрометслужбы, достигли значений $3500-3800 \text{ л/сек}$ (табл. 2). Это самые большие величины модулей, которые когда-либо были зарегистрированы на стационарных створах Дальнего Востока за всю историю существования там гидрометрической сети. По-видимому, столь же высокие паводки прошли в соседних районах Манжурии (КНР). Об этом свидетельствует исключительно высокий максимальный расход, отмеченный 8 августа в створе Суйфун — Ново-Георгиевка ($Q_{\text{max}} = 5450 \text{ м}^3/\text{сек}$), площадь водосбора которого почти целиком находится на территории КНР. Дважды в течение августа-сентября 1965 г. значительная часть г. Уссурийска, расположенного на р. Суйфун, была затоплена. На отдельных участках трассы автомобильной дороги Уссурийск—Хасан во время паводков пострадала большая часть искусственных сооружений. У одних мостов были размыты опоры, другие частично или полностью разрушены.

Величины максимальных расходов этих паводков на 30 малых водотоках с площадями водосборов от $1,40$ до 317 км^2 , пересекающих трассу автомобильной дороги, определены путем натурного обследования по меткам горизонта высоких вод (ГВВ) экспедицией Ленинградского гидрометеорологического института (ЛГМИ) летом 1966 г. и представлены в табл. 2 (№ 4—33). Приведенные величины расходов следует считать довольно надежными. Во время обследования следы паводков на местности, разрушения, размывы хорошо сохранились, а сведения от населения подтверждали очевидную картину прошедших паводков.

Максимальные расходы рассчитывались согласно методическим указаниям ГГИ [2], при этом значение коэффициентов шероховатости определялось обратным путем по измеренным во время обследования расходам или по таблице М. Ф. Срибного [3], уточненной и дополненной применительно к малым водотокам Дальнего Востока. Полученные максимумы являются единственными натурными данными прошедших выдающихся паводков на самых малых водотоках, на которых в данном районе вообще нет гидрометрических наблюдений.

В полевых работах экспедиции, помимо сотрудников ЛГМИ, принимал участие инженер ДВНИГМИ А. М. Горчаков. Обеспеченность приведенных в табл. 2 максимумов принята равной обеспеченности максимального суточного слоя выпавших осадков, т. е. 3%. Эта величина подтверждается материалами гидрометрических наблюдений на стационарных створах гидрометслужбы, а так же опросами сторожилов. Так, на малых реках Амба, Сидеми, Янчихе обеспеченность максимального расхода паводка 1965 г. равна примерно 2—5%. Согласно показаниям сторожилов, в рассматриваемом районе не менее высокие паводки бывали и в прошлом: на одних водотоках — в 1939 г., на других — в 1949 г. или в 1957 г.

Представленная на рис. 1 зависимость модулей максимальных расходов от площадей водосборов в виде $\lg q = \psi[\lg(F + 1)]$ построенная по данным табл. 2, имеет хорошо выраженный наклон, показывающий уменьшение модулей с увеличением площади, и точки располагаются достаточно плотной, узкой полосой. Полученная тесная зависимость

обусловлена, по-видимому, тем, что максимумы определялись по довольно четким меткам и вызваны они аналогичными по слою и интенсивности дождями. Отклонения отдельных точек могут быть объяснены некоторой неоднородностью подстилающей поверхности и морфометрических характеристик рассматриваемых бассейнов (влияние уклонов).

Таблица 2

Морфологические характеристики обследованных водотоков и максимальные расходы, определенные по меткам и рассчитанные при помощи ЭМУ ПР-43

№ п/п	Название водотока	F, км ²	L, км	J, %	Q _{max} , м ³ /сек	q, л/сек	Q _{max} , рассчитанный	$\frac{\Delta Q}{Q_{max}}$, %
1	р. Амба-Занадворовка	242	35,0	0,010	495	2050	629	+27,0
2	р. В. Сидими-Сидими	209	22,0	0,015	749	3580	608	-18,8
3	р. Янчихе-Краскино	150	23,0	0,006	563	3750	380	-32,5
4	руч. б/н	2,70	2,20	0,066	22,8	8140	14,5	-36,4
5	руч. б/н	1,72	1,90	0,126	12,8	7450	10,5	-18,0
6	руч. б/н	3,07	2,80	0,063	22,6	7350	16,5	-27,0
7	руч. б/н	3,03	3,10	0,075	26,4	8700	17,1	-35,0
8	руч. б/н	1,70	2,10	0,115	9,60	5650	10,4	- 8,3
9	руч. б/н	1,40	2,40	0,092	10,8	7720	8,51	-21,3
10	руч. Китайский	3,40	3,20	0,061	27,6	8100	18,1	-34,3
11	р. Грязная	49,0	19,7	0,013	13,8	2820	167	+21,0
12	падь Пореховая	12,1	4,80	0,020	42,0	3500	50,8	+21,0
13	руч. Филиповский	21,4	7,10	0,012	100	5140	79,5	-27,6
14	р. Мал. Мангугай	18,9	6,20	0,014	55,8	2950	73,4	+31,5
15	р. Мал. Мангугай	45,1	9,10	0,011	142	3140	145	+21
16	р. Б. Мангугай	317	33,7	0,019	671	2120	930	+38,6
17	руч. Каменный	3,60	3,80	0,026	17,9	4960	17,5	- 2,2
18	руч. б/н	3,50	3,20	0,019	12,9	3700	16,6	+26,4
19	падь Широкая	33,0	10,6	0,014	101	3050	118	+16,8
20	р. Пугачеги	61,5	10,7	0,015	109	1770	170	+55,8
21	руч. Б. Маказлиса	7,20	3,40	0,047	29,0	4000	35,2	+21,4
22	р. Нарва	27,2	9,70	0,016	123	4500	104	-15,4
23	руч. Услонок	2,90	2,40	0,034	12,7	4380	14,4	+13,4
24	руч. б/н	29,6	7,70	0,005	34,0	1230	73,0	+114
25	р. Брусья	95,0	10,3	0,005	152	1600	232	+52,6
26	р. Амиди	200	26,0	0,011	420	2100	519	+23,5
27	руч. б/н	4,80	3,40	0,016	29,7	6470	15,3	-48,0
28	руч. б/н	11,0	8,00	0,014	45,5	4130	30,5	-33,0
29	руч. б/н	8,25	5,15	0,014	53,0	6430	25,2	-52,4
30	руч. б/н	4,25	4,10	0,020	17,5	4110	13,3	-24,0
31	руч. б/н	2,80	2,50	0,027	13,6	5540	9,8	-25,1
32	р. Тизинхе	116	17,1	0,014	277	2390	316	+14,0
33	р. Хабариха	9,60	3,60	0,030	30,4	3180	31,6	+ 3,9

заболоченности, размеров поймы и т. д.). Аналитически зависимость на рис. 1 может быть записана в виде:

$$q_{\max} = \frac{A}{(F+1)^{n_1}} = \frac{10}{(F+1)^{0,28}}, \quad (1)$$

где q_{\max} — максимальный модуль стока, $м^3/сек$ с 1 $км^2$;

F — площадь водосбора, $км^2$;

A — предельный модуль максимального стока за паводок при $F \rightarrow 0$;

n_1 — показатель степени редукции максимального модуля по площади водосбора.

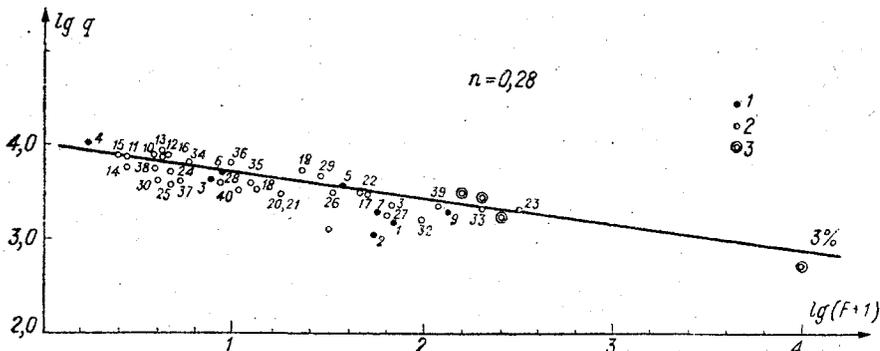


Рис. 1. Зависимость максимального модуля от площади для паводка (юго-западная часть Приморья, август 1965 г.):

1—2—данные экспедиции ЛГМИ, 3—данные стационарных наблюдений

Значение $A = 10 м^3/сек$, полученное по натурным расходам, подтверждается расчетом этой величины по метеорологическим данным по известному выражению [3]

$$A = 0,28 a_{\max} \cdot \alpha, \quad (2)$$

где a_{\max} — максимальная интенсивность дождя, $мм/ч$;

α — элементарный коэффициент стока, который в нашем случае может быть принят равным единице, поскольку даже величины объемного коэффициента стока за наибольшие паводки в августе 1965 г. по данным наблюдений были близки к единице ($\alpha = 0,80 - 0,95$).

Принимая $\alpha = 1$ и $a_{\max} = 34,5$, по выражению (2) имеем $A = 9,6 м^3/сек$.

Что касается показателя степени редукции n_1 , то, согласно теоретическим соображениям [3], его значение должно быть примерно равным произведению показателя степени редукции средней интенсивности ливня по продолжительности n_2 на показатель редукции относительных длин водосборов с увеличением площади n_3 , обусловленной более медленным ростом линейных размеров в сравнении с ростом площадей.

Для рассматриваемых дождей $n_2 = 0,46$, а зависимость длин обследованных водотоков и от их площадей выражается приближенной эмпирической формулой:

$$L = 1,35 F^{0,60}, \quad (3)$$

т. е. $n_3 = 0,60$.

Следовательно, вычисленное теоретическим путем значение ($n_1 = 0,46 \times 0,60 \approx 0,28$) полностью совпадает с величиной, полученной эмпирическим путем по натурным данным.

При наличии плювиограмм дождей и значений коэффициентов стока гидрографы паводков на малых неизученных водотоках можно приближенно рассчитать по генетическому методу при помощи электронных моделирующих устройств (ЭМУ). В частности, используя ЭМУ ПР-27 или ПР-43 в линейном варианте, расчет осуществляется по известной генетической формуле стока в интегральном виде [1, 4]

$$Q_t = \int_0^{t-\tau} h_{t-\tau} \cdot f_\tau \cdot d\tau, \quad (4)$$

где Q_t — расходы в замыкающем створе в момент t ;

$h_{t-\tau}$ — осадки за вычетом потерь в момент $t - \tau$;

f_τ — кривая распределения единичных площадей стекания или кривая добегания стока с водосбора, которая выражается функцией в зависимости от двух параметров T и n .

$$f_\tau = \frac{t^{n-1}}{T^n (n-1)!} \cdot e^{-\frac{t}{T}}. \quad (5)$$

Значение параметров T и n для каждого паводка можно примерно вычислить по величине времени сдвига $t_{сд}$ между центром тяжести эффективных осадков и пиком паводка и по коэффициенту формы γ гидрографов. Соответствующие приближенные зависимости опубликованы в [4].

В свою очередь, величина $t_{сд}$ для неизученных водотоков Дальнего Востока может быть определена по приближенной эмпирической формуле [5]

$$t_{сд} = 7,20 \frac{F^{0,20}}{J^{0,33}} \cdot \left(\frac{K_{1\%}}{K} \right)^{0,33} \text{ [час]}, \quad (6)$$

где F — площадь водосбора, км²;

J — средневзвешенный уклон водотока, ‰;

$\frac{K_{1\%}}{K}$ — отношение модульных коэффициентов максимального расхода 1%-ной обеспеченности и максимального расхода, при котором определяется величина $t_{сд}$.

Значения коэффициента формы γ определяются в основном физико-географическими и гидрографическими условиями, могут быть районированы по территории или найдены по методу аналогии. Используя изложенную методику, первоначально при помощи ЭМУ ПР-43 были рассчитаны гидрографы паводков от дождей 6—7 и 30—31 августа 1965 г. на водотоках, имеющих гидрометрические данные: Амба—Занадворовка, Сидеми—В. Сидеми и Янчихе—Краскино. Для расчета использовались измеренные в замыкающих створах перечисленных бассейнов полу-суточные значения осадков, перемноженные на фактические средние за паводок коэффициенты стока. Значение $t_{сд3\%}$ вычислено по формуле (6) при $\frac{K_{1\%}}{K} = 1,46 (C_v = 1, C_s = 4C_v)$. Коэффициент γ принят по данным наблюдений на этих створах и изменяется в пределах от 2,2 до 3,2.

По рассчитанным на ЭМУ полусуточным значениям стока за каждый паводок вычислялись среднесуточные расходы и сравнивались с наблюдаемыми (рис. 2). Несмотря на очень большую расчетную единицу времени, в целом вычисленные и наблюдаемые гидрографы неплохо соответствуют друг другу; лишь в конце спада имеют место большие различия, вызванные резкими изменениями скоростей добега в ходе паводков, которые не учитываются линейной схемой. Отклонение рассчитанных среднесуточных максимумов от наблюдаемых составляет в среднем для всех шести паводков $\pm 13\%$.

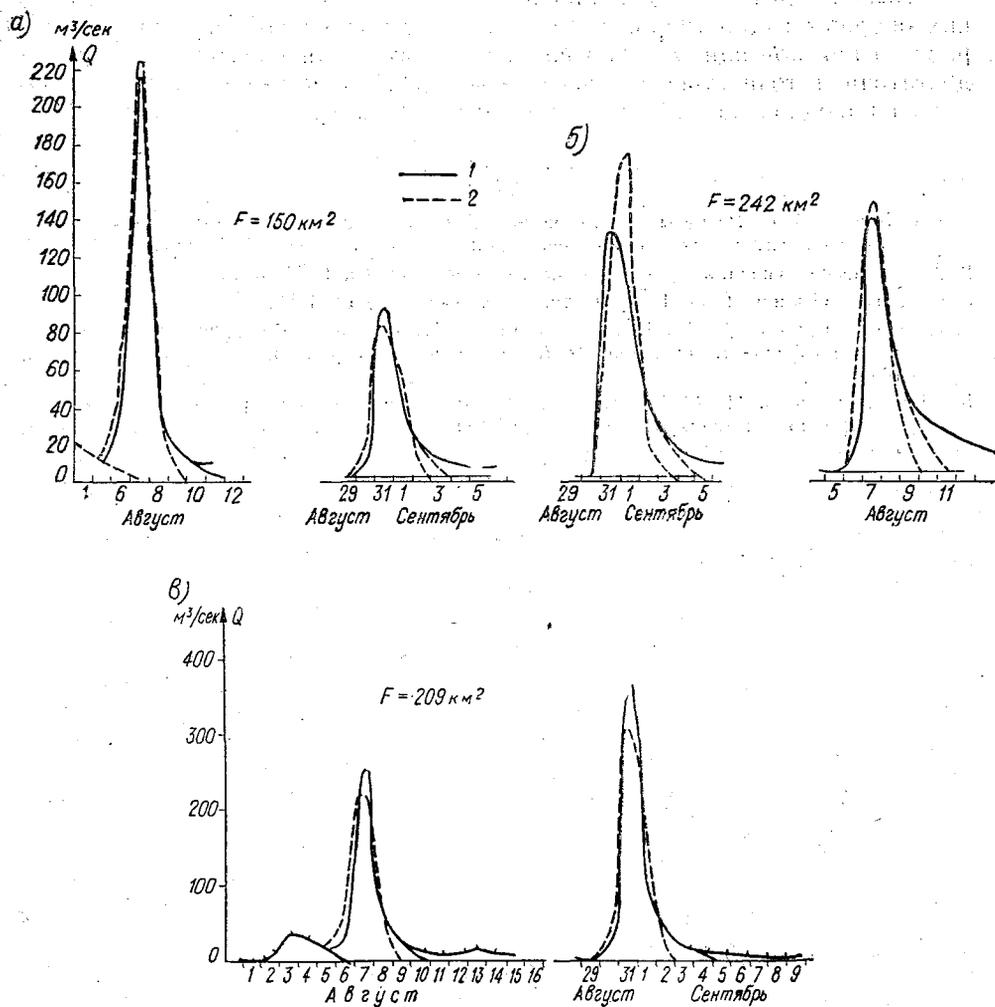


Рис. 2. Наблюдаемые (1) и рассчитанные на ЭМУ (2) гидрографы: а — р. Янчихе, п. Краскино; б — р. Амба, п. Занадворовка; в — р. Сидеми, п. В. Сидеми.

Для расчета на ЭМУ срочных максимальных расходов августовских паводков на малых водотоках использовались плювиограммы дождей на метеостанциях Барабаш 30—31/VIII и Краскино 6—7/VIII, осредненные по часовым интервалам времени. Коэффициент стока принят равным единице, а средняя величина коэффициента формы $\gamma = 2,5$.

Значение $t_{сд 3\%}$ вычислено по формуле (6) в зависимости от морфологических характеристик водосборов.

В табл. 2 дано сравнение максимальных расходов, рассчитанных на ЭМУ и определенных путем натурального обследования водотоков по меткам ГВВ, а также по данным измерений (№ 1—3).

Среднее отклонение составило $\pm 27\%$, что вполне удовлетворительно, так как это в общем соответствует точности определения максимумов по следам паводков. Расчет максимумов для тех же водотоков по эмпирической формуле (1) дает среднюю ошибку $\pm 35\%$.

Выполненные исследования показывают, что при наличии нескольких опорных гидростворов и записей дождей по плювиографам, метод расчета при помощи ЭМУ позволяет аналитически рассчитать с вполне достаточной точностью максимальные расходы и гидрографы выдающихся паводков на малых неизученных водосборах.

ЛИТЕРАТУРА

1. Кучмент Л. С. Расчеты неустановившегося движения воды с помощью электронных вычислительных машин непрерывного действия. Тр. ЦИП, вып. 117, 1963.
2. Методические указания управления гидрометслужбы. ГГИ, вып. 49, 1967.
3. Соколовский Д. Л. Речной сток. Гидрометеиздат, 1959.
4. Соколовский Д. Л., Шикломанов И. А. Расчеты гидрографов паводков с использованием электронных моделирующих устройств. Тр. ЛГМИ, вып. 23, 1965.
5. Шикломанов И. А. Генетический метод расчета паводков с использованием электронного моделирующего устройства. Тр. Лен. отд. Гидропроекта, вып. 4, 1966.

В. А. Шелутко, В. Г. Орлов

АНАЛИЗ УСЛОВИЙ ПРИМЕНЕНИЯ МЕТОДА ГОДОСТАНЦИИ

Рассматриваются условия, которым должны отвечать ряды, объединяемые в одну совокупность по методу годостанций, и проверяется соответствие рядов максимальных суточных осадков этим условиям.

В результате анализа получен вывод о недопустимости механического объединения рассматриваемых рядов и о перспективности дальнейших поисков в области использования всех однородных материалов наблюдений для уточнения характеристик распределения по данному ряду.

Введение

Расчет достаточно надежных величин максимального дождевого стока и максимальных суточных осадков редкой повторяемости часто затруднителен, а иногда и невозможен ввиду большой изменчивости этих величин, сравнительно малой продолжительности наблюдений и неточности измерений и расчетов.

В связи с этим созданы и создаются различные способы повышения надежности гидрологических расчетов и обобщений, одним из которых является удлинение конкретных рядов по аналогу и приведение статистических параметров к более длительному (расчетному) периоду наблюдений. Другое направление уточнения расчетных характеристик — способ (метод) годостанций — объединение предполагаемых статистически однородных временных рядов в одну совокупность.

Учитывая, что первый способ разработан и применим в настоящее время только при наличии достаточно тесной коррелятивной зависимости между рассматриваемыми характеристиками данного ряда и ряда-аналога с длительным периодом наблюдений, последний метод представляет определенный интерес. Однако теоретические основы этого метода разработаны недостаточно, вследствие чего имеются самые противоречивые мнения о возможности его применения.

В настоящей работе сделана попытка до некоторой степени восполнить этот пробел.

Целью применения метода годостанций является повышение объема информации в объединенной выборке по сравнению с каждым отдельным рядом для установления величин редкой (критической) повторяемости. С. Н. Крицкий и М. Ф. Менкель формулируют это следующим образом: «По имеющемуся ряду наблюдений в лучшем случае можно получить представление о значениях расходов воды лишь для явлений, ежегодная вероятность превышения которых измеряется дробями порядка десятых, сотых долей. Объединение выборок расширяет изученную область до величин порядка тысячных» [8].

Статистическая сущность метода заключается в рассмотрении отдельных объединяемых рядов как вполне представительных выборок единой генеральной совокупности проявлений случайной величины. Исходя из этого, его применение возможно только при обосновании следующих положений.

Во-первых, объединенные выборки, полученные в данное n -летие, должны быть представлены на N -летний период, где N равно числу годостанций.

Во-вторых, условия формирования частных выборок, входящих в объединенную, должны быть одинаковыми, а распределение по территории величин их числовых характеристик в каждом отдельном году случайным.

В-третьих, стохастическая связь между объединяемыми выборками должна отсутствовать.

Выясним насколько соответствуют эти положения рядам максимальных суточных осадков.

Анализ временной структуры рядов максимальных годовых суточных сумм осадков

Для выполнения первого условия необходимо и достаточно, чтобы объединенные ряды максимальных суточных осадков были однородны во времени, т. е. их числовые характеристики — математическое ожидание и дисперсия — были одинаковыми для различных временных периодов

$$m_x(t) = m_x = \text{const}, \quad D_x(t) = D_x = \text{const}. \quad (1)$$

Тогда эти ряды должны представлять из себя частные выборки значений одной случайной величины, или каждый из отдельных объединяемых рядов наблюдений должен являться краткосрочной реализацией стационарного случайного процесса $x(\tau)$, обладающего свойствами эргодичности.

Если это действительно так, то в однородном районе при достаточном числе станций статистическая оценка значений m_x и D_x с удовлетворительной точностью может быть получена по чрезвычайно коротким интервалам времени. Например, при наличии в однородном районе тысячи осадкомеров с однолетним периодом наблюдений статистические параметры распределения максимальных годовых суточных сумм осадков во времени могут быть получены с такой высокой степенью точности, что позволят объективно оценить максимумы повторяемостью один раз в тысячу лет. Однако при всей «эффективности» этого положения абсурдность его в гидрологии очевидна.

Несколько менее эффективен, но зато, по мнению ряда специалистов, [1, 5, 8], вполне приемлем расчет обоснованных максимумов повторяемостью, например, один раз в 600 лет по 30 осадкомерам, имеющим двадцатилетний период наблюдений.

Необходимо подчеркнуть, что и то, и другое математически одинаково правильно и с неизбежностью следует из предположений, выраженных равенствами (1), которые, в силу их важности, назовем «нулевой гипотезой». Дальнейшая задача и должна, очевидно, состоять в проверке выполнения ее по объединенным в разные периоды времени выборкам.

При этом, так как объем объединенных выборок ограничен, ожидать выполнения равенств (1) следует в разумных пределах, зависящих

от случайных колебаний статистических числовых характеристик относительно действительных. Чаще всего в качестве таких пределов, называемых доверительными границами, принимаются значения разности статистических характеристик, вероятность случайного превышения которой составляет менее 5—10%. Если различие статистических характеристик рассматриваемых выборок выходит за доверительные границы, т. е. оно значимо или существенно, нулевая гипотеза считается не подтвердившейся.

Практически такая проверка — проверка по критерию значимости — может производиться как путем сопоставления отдельных значений рассматриваемых рядов (критерий Вилькоксона по числу инверсий [6]), так и путем сопоставления их числовых характеристик.

В данном случае выполним ее по второму способу, т. е. оценим вначале равенство действительных средних значений объединенных рядов осадков за разные периоды времени, а затем равенство действительных значений их дисперсий.

Оценка равенства действительных средних значений выборочных рядов основывается на том, что средние значения m_x^* выборок случайной величины x со средним значением m_x и дисперсией D_x распределяются нормально со средним значением m_x и дисперсией $\frac{D_x}{n}$. Отсюда нормированное распределение отклонений частных средних от действительного значения

$$t = \frac{m_x^* - m_x}{\sqrt{\frac{D_x}{n}}} \quad (2)$$

так же должно быть нормальным со средним значением, равным нулю, и дисперсией, равной единице. Исходя из этого составлена таблица¹ вероятности $S_T(t)$ случайных значений t_0 меньших чем заданное значение t

$$S_T(t) = P \{ t_0 < t \} \quad (3)$$

при числе степеней свободы γ , равном сумме членов в рассматриваемых рядах, уменьшенной на 2

$$\gamma = N_1 + N_2 - 2. \quad (4)$$

Эта таблица может быть использована для оценки вероятности полученной разности средних значений двух рядов при условии равенства их действительных средних значений. При этом если вероятность равна или меньше 5%, то, согласно принятому нами уровню значимости в 5—10%, действительные средние значения сопоставляемых рядов не равны.

Произведем практическую оценку равенства действительных средних значений двух рядов в районе бассейна р. Северный Донец и Приазовья, первый из которых получен в результате объединения 27 рядов наблюдений над суточными максимумами осадков за период с 1944 по 1953 г., второй — 25 рядов наблюдений в период с 1954 по 1963 г. Число годостанций по первому объединенному ряду $N_1 = 270$, по второму $N_2 = 250$. Средние значения по этим рядам соответственно $m_{x_1}^* = 35,1$ мм, $m_{x_2}^* = 37,5$ мм, несмещенные оценки дисперсии —

¹ Приводится в специальной литературе, в частности в [11].

$D_{x_1} = 188 \text{ мм}^2$, $D_{x_2}^* = 273 \text{ мм}^2$. Разность средних значений Δm_x^* равна 2,4 мм, полная несмещенная оценка дисперсии ее

$$D_{\Delta m_x^*}^* = \frac{D_{x_1}^*}{N_1} + \frac{D_{x_2}^*}{N_2} = \frac{N_1 + N_2}{N_1 \cdot N_2} \cdot D_{x_1}^*, \quad (5)$$

где D_x^* — несмещенная оценка общей дисперсии:

$$D_x^* = \frac{(N_1 - 1) D_{x_1}^* + (N_2 - 1) D_{x_2}^*}{N_1 + N_2 - 2}, \quad (6)$$

равна 230 мм².

На основании (2) и (5) нормированная разность средних значений может быть представлена в виде

$$t = \frac{m_{x_2}^* - m_{x_1}^*}{\sqrt{D_x^*}} \cdot \sqrt{\frac{N_1 \cdot N_2}{N_1 + N_2}}, \quad (7)$$

откуда

$$t = \frac{2,4}{\sqrt{230}} \cdot \sqrt{\frac{270 \cdot 250}{270 + 250}} = 1,88.$$

По таблице значений $S_\gamma(t)$ находим, что при данном числе степеней свободы $\gamma = N_1 + N_2 - 2 = 518$, вероятность случайных значений t_0 , не меньших чем полученное нами, составляет лишь 5%. Следовательно, разность средних значений сопоставляемых рядов существенна и по средним значениям они не однородны.

Такая же оценка равенства средних значений объединенных рядов максимальных суточных осадков во времени произведена и по районам Хамар—Дабан (периоды 1941—1950 гг. и 1951—1960 гг.), Северное Забайкалье (1941—1950 гг. и 1951—1960 гг.), Южное Забайкалье (1931—1940, 1941—1950, 1951—1960 гг.).

Проведенные расчеты (табл. 1) указывают на то, что расхождения средних значений рядов, полученных объединением по методу годостанций за разные десятилетние периоды по разным районам, почти во всех случаях существенны и, следовательно, не могут быть объяснены лишь случайными колебаниями выборочных значений. Отсюда оказывается, что средние значения объединенных рядов осадков не одинаковы в разные периоды времени, т. е. в противовес равенствам (1) имеем

$$m_x = f(t).$$

Перейдем к оценке статистического равенства дисперсий. Для этого можно использовать критерий Фишера F и Романовского R .

Критерий F , называемый дисперсионным отношением, представляет из себя отношение статистических характеристик $D_{x_1}^*$ и $D_{x_2}^*$ (в числителе берется большее значение) дисперсии D_x , полученных из независимых выборок значений случайной величины x ,

$$F = \frac{D_{x_1}^*}{D_{x_2}^*}. \quad (8)$$

Оценка вероятности F выборок, относительно которых предполагается, что их действительные значения дисперсии равны, производится по специальным таблицам [11]. Если рассчитанные значения F^* при данных степенях свободы γ_1 и γ_2 окажутся меньше соответствующего значе-

Таблица 1

Оценка равенства математического ожидания по объединенным рядам наблюдений в различные периоды

Район	Период наблюдений, годы	Число годов-станций в объединенном ряду	Среднее значение, m_{x1}	Дисперсия, D_{x1}	Разность средних значений, Δm_{xL}	Общая дисперсия, D_x	Нормированная разность, t	Вероятность и существенность
Бассейн р. Северный Донец и Приазовье	1944—1953	270	35,1	188	2,4	230	1,88	Существенно
	1954—1963	250	37,5	273				
Хамар—Дабан	1941—1950	103	56,0	1320	10,0	117,0	2,10	Существенно
	1951—1960	99	46,0	1000				
Северное Забайкалье	1941—1950	104	35,0	289	2,0	246	0,92	Несущественно
	1951—1960	99	33,0	200				
Южное Забайкалье	1931—1940	104	38,5	315	3,6	202	1,82	Существенно
	1941—1950	110	34,9	116				
	1951—1960	160	32,6	154				

ния F при 10%-ном уровне значимости, то отличие F^* от единицы может считаться случайным и расхождение между оценками D_{x1}^* и D_{x2}^* несущественным. Если значение F^* будет находиться между 10- и 2%-ным уровнем значимости, то расхождение считается существенным. Если же рассчитанные F^* больше, чем F при 2%-ном уровне значимости, то оно может рассматриваться как весьма существенное. При случайности, несущественности расхождений, гипотеза о том, что частные совокупности имеют равные дисперсии в некоторой степени подтверждается, в противном случае ее необходимо опровергнуть. Критерий R (Романовского) рассчитывается по формуле

$$R = \frac{|\theta - 1|}{\sigma_\theta}, \quad (9)$$

где θ — вспомогательная величина,

$$\theta = \frac{\gamma_2 - 2}{\gamma_2} \cdot F; \quad (10)$$

σ_θ — ее основное отклонение,

$$\sigma_\theta = \sqrt{\frac{(2\gamma_1 + \gamma_2 - 2)}{\gamma_1(\gamma_2 - 4)}}. \quad (11)$$

Если $R \geq 3$, то расхождение между сравниваемыми величинами считается существенным; если же $R < 3$, то расхождение оценок дисперсий по различным выборкам — случайно.

В качестве примера приведем оценку равенства действительных значений дисперсий по двум объединенным рядам максимальных суточных осадков в районе бассейна р. Северный Донец и Приазовья, по которым ранее производилась оценка равенства действительных средних значений. По первому ряду, полученному в результате объединения наблюдений 27 станций в период с 1944 по 1953 г., имеем $D_{x1}^* = 188 \text{ мм}^2$ при

числе степеней свободы $\gamma_1 = N_1 - 1 = 270 - 1 = 269$. По второму ряду, полученному в результате объединения наблюдений 25 станций в период с 1954 по 1963 г., имеем $D_{x_2}^* = 273$ при $\gamma_2 = N_2 - 1 = 250 - 1 = 249$.

Дисперсионное отношение

$$F^* = \frac{273}{188} = 1,45.$$

Из таблицы значений F [11] по F^* , γ_2 и γ_1 находим, что вероятность случайных значений F , больших или равных рассчитанному, составляет менее 2%, т. е. расхождение выборочных значений дисперсий существенно. Проверим теперь существенность этих расхождений по критерию Романовского. По равенствам (9) и (10) находим:

$$\theta = \frac{249 - 2}{249} \cdot 1,45 = 1,44,$$

$$\sigma_\theta = \sqrt{\frac{2 \cdot 269 + 249 - 2}{269 \cdot (249 - 4)}} = 0,11.$$

Согласно формуле (9), величина критерия

$$R = \frac{(1,45 - 1,0)}{0,11} = 4,1,$$

т. е. $R > 3$, и по критерию Романовского расхождение значений дисперсии также существенно.

Такая же оценка равенства действительных значений дисперсии объединенных рядов в различные периоды времени произведена и по другим районам. Из анализа результатов расчетов (табл. 2) следует, что по всем районам расхождения оценок дисперсий за произвольно взятые десятилетние периоды оказались существенными, а по ряду из них весьма существенными. Отсюда действительные значения дисперсий, объединенных по методу годостанций рядов в различные периоды времени неодинаковы, т. е. в противовес равенствам (1) имеем

$$D_x = f(t).$$

Таблица 2*

Оценка равенства действительных значений дисперсий по их выборочным значениям

Район	Период наблюдений, годы	Число годостанций в объединенном ряду N	Оценка дисперсии D_{xL}^*	F	θ	σ_θ	R	Существенность расхождений	
								по F	по R
Бассейн р. Сев. Донец и Приазовье	1944—1953	270	188	1,45	1,45	0,11	4,1	Весьма существенно	Существенно
	1954—1963	250	273						
Хамар—Дабан	1941—1950	103	1320	1,32	1,30	0,16	2,0	Существенно	Несущественно
	1951—1960	99	1000						
Северное Забайкалье	1941—1950	104	289	1,45	1,45	0,15	3,0	Существенно	Существенно
	1951—1960	99	199						
Южное Забайкалье	1931—1940	104	315	2,70	2,64	0,17	9,7	Весьма существенно	Существенно
	1941—1950	110	116						
	1951—1960	160	154						

Таким образом, предположение о постоянстве математического ожидания и дисперсии объединенных рядов максимальных суточных осадков во времени, априорно принимаемое при расчетах по методу годостанций, оказалось несостоятельным. Следовательно, сами эти ряды, независимо от их объема (числа годостанций), полученные в данное n -летие не могут считаться представительными на достаточно длительный N -летний период.

Помимо выполнения равенств (1), необходимым требованием, предъявляемым к рядам проявлений случайной величины, является отсутствие их внутренней коррелированности, т. е.

$$r_{x_i x_j} = 0.$$

Для проверки этого условия на рис. 1 представлены внутренние корреляционные функции $r(\tau)$ шести наиболее продолжительных рядов наблюдений над осадками в рассматриваемых районах.

Очевидно, что внутренняя взаимосвязь характеризуется небольшими коэффициентами корреляции, по абсолютной величине не превышающими 0,1—0,2. На первый взгляд, это вообще ставит под сомнение реальность внутренней взаимосвязанности рядов осадков. Проанализируем, однако, некоторые дополнительные обстоятельства. Прежде всего, нельзя не отметить, что расчетные точки на рис. 1 располагаются около однотипных для всех шести рядов средних линий, не совпадающих в общем случае с осями абсцисс.

Кроме того, следует обратить внимание на довольно закономерный ход изменения осредненных значений коэффициентов корреляции, выявляющих цикличность с периодом приблизительно в 8—10 лет в рассматриваемых районах.

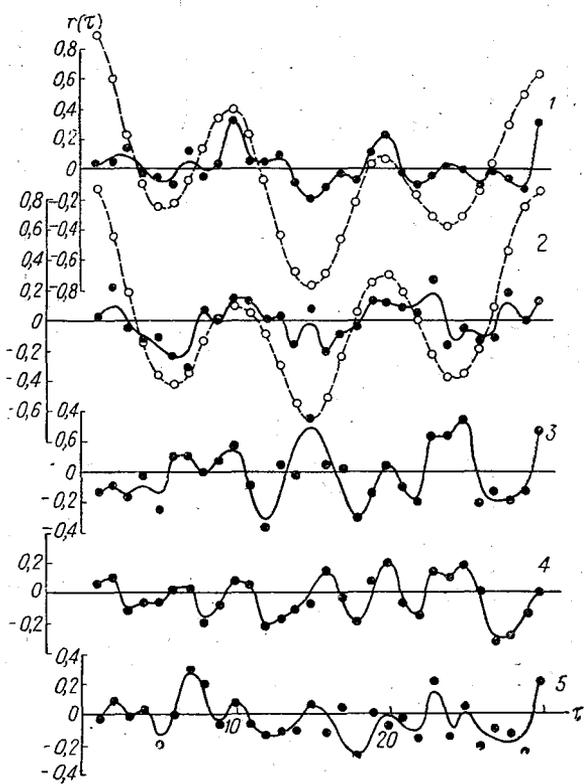


Рис. 1. Корреляционные функции максимальных суточных сумм осадков (—) и их переменных уровней (---):

- 1—Харьков; 2—Кулянк; 3—Петров-Забайкальский;
- 4—Бабушкин; 5—Кабанск

Постараемся подтвердить наличие коррелятивной внутренней взаимосвязи рядов осадков исходя из теории рядов динамики. Как известно [13], любые коррелятивные процессы могут быть разложены на переменные уровни \bar{X} и случайные отклонения от него α

$$X = \bar{X} + \alpha. \tag{12}$$

Такое разложение путем последовательного скользящего осреднения по два члена до десятой степени сделано нами по нескольким рядам в каждом из рассматриваемых районов. Полученные значения переменного уровня представлены на рис. 2. Анализ графиков переменных уровней показывает, что они имеют довольно регулярный ход изменений во времени с периодом около 10—11 лет. Оказалось также, что колебания переменных уровней на территории, иногда включающей целый район, а иногда лишь часть его, совпадают.

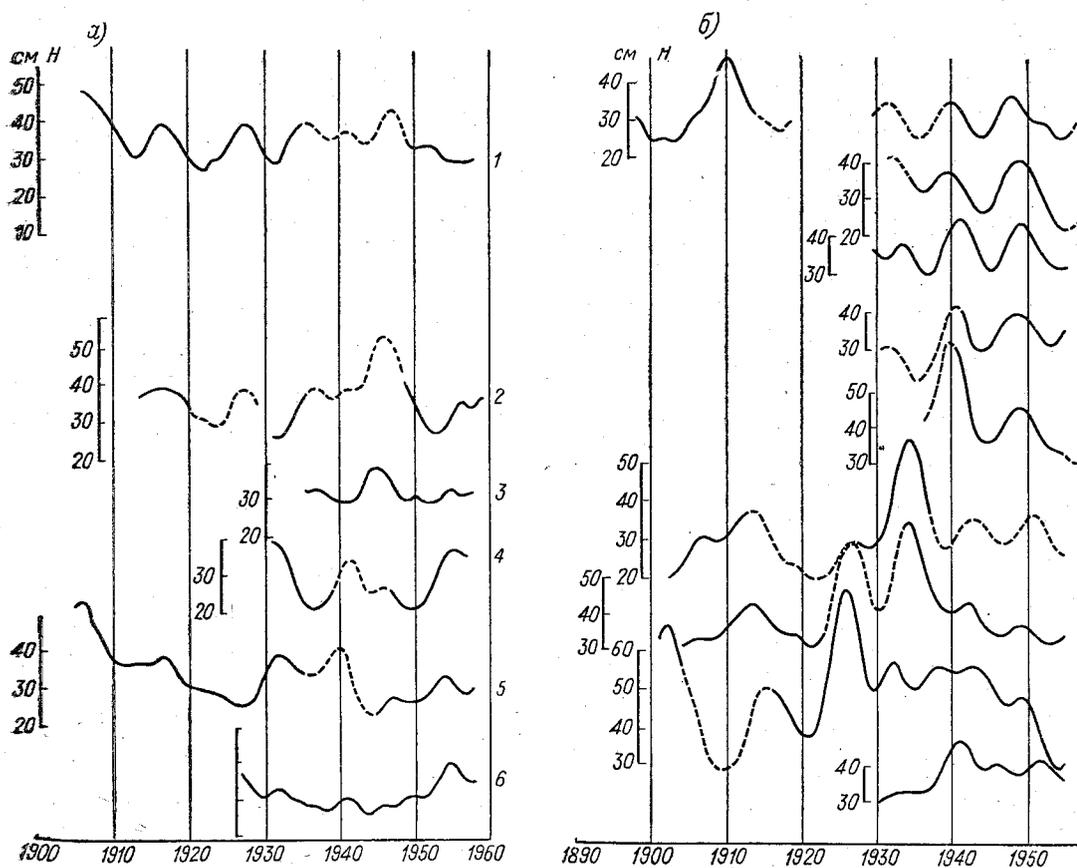


Рис. 2. Хронологический график максимальных суточных сумм осадков и их переменных уровней по районам: а — бассейн Северного Донца и Приазовье, б — Забайкалье: 1—Харьков, 2—Купянск, 3—Сватово, 4—Беловодск, 5—Луганск, 6—Старобельск, 7—Чита, 8—Могзон, 9—Хилок, 10—Петров-Забайкальский, 11—Акша, 12—Улан-Уде, 13—Кабанск, 14—Бабушкин, 15—Слюдянский

Последнее служит хорошим подтверждением неслучайности полученных значений переменных уровней в каждом рассматриваемом ряду, а следовательно, и не случайности внутренних корреляционных функций, являющихся производными долгосрочных изменений максимумов осадков. Это же следует и из анализа корреляционных функций переменных уровней (см. рис. 1), периодичность и амплитуда которых в отличие от корреляционных функций исходных рядов получила гораздо более четкий характер, оставаясь, однако, по ходу переломных точек подобна им.

В отличие от переменных уровней среднего годового стока, на величину и характер изменения которых большее влияние оказывают изменения запасов воды в бассейне, переменные уровни максимальных суточных осадков являются целиком климатическими производными.

Таким образом, изменения максимальных суточных осадков необходимо рассматривать как временной процесс, осложняемый случайными кратковременными колебаниями.

И, следовательно, предположение о том, что при экстраполировании в область значений редкой повторяемости, объединяемые ряды осадков могут быть представлены как частные выборки значений случайной величины, не подтвердилось.

Рассмотрим теперь второе предположение о том, что ряды максимальных суточных осадков представляют краткосрочные реализации единого для данного района стационарного случайного процесса, обладающего свойствами эргодичности. Как известно, один из путей обоснования [3, 12] применения метода годостанций и сводится к представлению гидрологических рядов в качестве стационарных случайных функций, обладающих некоторыми свойствами эргодичности (так называемая «условная» эргодичность), заключающимися в том, что статистические характеристики рассматриваемых элементов во времени можно получить путем мгновенных измерений в пространстве и, наоборот, по мгновенным измерениям во времени можно получить характеристики изменений в пространстве.

Можно показать, что гипотеза о эргодичности гидрологических рядов при условии стационарности их исходит из того, что, во-первых, законы распределения сопоставляемых рядов или реализаций во времени характеризуются одинаковыми значениями m_x и D_x и, во-вторых, связь колебаний этих рядов во времени отсутствует.

Не рассматривая подробно вопрос о эргодичности, остановимся на исходном предположении о стационарности рядов максимальных суточных осадков, в частности по объединенным совокупностям за различные периоды.

Вообще говоря, в ряде случаев нельзя отрицать полезность сведения гидрометеорологических рядов к стационарным случайным функциям, что дало, например, вполне положительный результат при прогнозах среднего годового стока на один год [2]. Однако при прогнозах годового стока статистические характеристики m_x , D_x ряда в n лет (n достаточно велико) принимаются неизменными на период $n + 1$ год, что, очевидно, выполняется довольно точно. При расчетах же методом годостанций статистические характеристики, полученные по коротким рядам в n лет, принимаются неизменными на период N , исчисляемый сотнями лет. Исходя из проведенного выше анализа, показавшего, что $m_x \neq \text{const} = \bar{f}(t)$ и $D_x \neq \text{const} = \bar{f}(t)$, такое допущение по крайней мере излишне грубо.

Анализ пространственной однородности рядов максимальных суточных осадков

Рассмотрим вопрос об однородности рядов максимальных суточных осадков на территориях, которые обычно выделяются в характерные районы.

Известно, что величины суточных максимумов осадков различны в каждой точке земной поверхности, так же как различны и условия их формирования. Важно выяснить, могут ли быть обнаруженные различия отнесены к случайным колебаниям частных совокупностей (колебания

за счет внутренней изменчивости изучаемых рядов, ошибок измерений и расчетов) или же они являются следствием существенного различия природных факторов формирования. Условно будем считать различия природных условий существенными, если сравниваемые ряды отличаются друг от друга более, чем это можно разумно приписать случайной вариации частных выборок.

В качестве нулевой гипотезы примем предположение о том, что все ряды суточных максимумов осадков в рассматриваемых районах являются однородными и могут быть представлены в качестве частных выборок единой случайной величины или совокупности ее проявлений. Как и раньше, проверку этой гипотезы произведем при помощи критериев значимости по статистикам t , F и R . Однако в отличие от предыдущего, здесь будем сопоставлять статистические характеристики самих первичных рядов наблюдений по отдельным станциям, независимо от охватываемого ими периода наблюдений.

В качестве примера произведем оценку однородности максимальных суточных осадков в районе бассейна р. Северный Донец и Приазовья по рядам наблюдений метеостанций Харьков и Казачья Лопань, продолжительностью $n_1 = 58$ лет и $n_2 = 31$ год (Средние значения $m_{x_1}^* = 36,6$ мм, $m_{x_2}^* = 40,1$ мм; несмещенные оценки дисперсий $D_{x_1}^* = 156$ мм², $D_{x_2}^* = 450$ мм².) Разность средних значений $\Delta m_x^* = 3,5$ мм. Несмещенная оценка общей дисперсии, определенная по (6), равна 260 мм². Нормированная разность средних значений (7)

$$t = \frac{3,5}{\sqrt{260}} \cdot \sqrt{\frac{58 \cdot 31}{58 + 31}} = 0,99$$

при числе степеней свободы $\nu = n_1 + n_2 - 2 = 87$.

По данным ν и t по таблице $S_\nu(t)$ [11] устанавливаем, что вероятность полученной разности при равенстве действительных средних значений составляет 0,4. Согласно принятому уравнению значимости $P = 0,05$, разность несущественна и вполне возможно, что действительные средние значения этих рядов равны.

Рассмотрим теперь равенство действительных значений дисперсий. Имеем

$$F = \frac{D_{x_2}^*}{D_{x_1}^*} = \frac{450}{156} = 2,86$$

при $\nu_1 = n_2 - 1 = 30$, $\nu_2 = n_1 - 1 = 57$. По таблице значений F [11] находим, что вероятность случайных значений F , больших или равных данному, составляет менее 0,02, т. е. расхождение выборочных значений дисперсий весьма существенно.

Критерий Романовского рассчитываем по равенствам (9), (10), (11). Получаем $\theta = 2,81$; $\sigma_0 = 0,27$; $R = 6,70$.

Таким образом, и по критерию Романовского, и по критерию Фишера расхождение выборочных значений дисперсий существенно. Отсюда действительные значения дисперсий сопоставляемых рядов не равны.

По этой методике расчеты однородности произведены по всем достаточно длительным рядам в четырех выше названных районах. Проанализируем результаты этих расчетов в районе бассейна р. Северный Донец и Приазовья. Поверхность этого района представляет собой волнистую равнину, в средней части которой находится возвышенность — Донецкий Кряж — длиной около 370 км, шириной 160 км; высшая точ-

ка 367 м (курган Могила Мечетная). Известно, что на этой возвышенности наблюдается большее число дней с туманами и снежным покровом, а безморозный период меньше, чем на окружающей территории, т. е. по ряду климатических признаков имеется довольно хорошо выраженная вертикальная зональность [7].

Рассматриваемый район характеризуется интенсивной ливневой деятельностью. Средняя многолетняя величина максимальных суточных осадков по данным всех станций, имеющих период наблюдений больше 20 лет, изменяется в сравнительно небольших пределах — от 32,6 до 40,8 мм и лишь в одном случае достигает 47,0 мм. Оценка расхождений средних значений всех рядов района с рядом наблюдений метеостанции Харьков (выбран как один из наиболее длительных и надежных) показывает, что существенное расхождение, вероятность которого превышает принятый уровень значимости, имеется лишь по данным метеостанции Дебальцево (табл. 3). Вероятность величин расхождений по всем остальным рядам достигает 20—40%, т. е. эти расхождения вполне возможны и при равенстве действительных средних значений, что не противоречит принятой нулевой гипотезе. Однако в данном случае оказывается, что мощность выбранного критерия проверки нулевой гипотезы в силу непродолжительности сопоставляемых рядов наблюдений недостаточна. Действительно, имеет смысл обратить внимание на следующие обстоятельства: во-первых, распределение вероятности полученных значений статистики t (рис. 3) по территории имеет тенденцию к уменьшению значений от периферии района к центру. Во-вторых, линия, ограничивающая величину вероятности появления полученных разностей в частных выборках единой совокупности, равную или меньшую 0,4, удовлетворительно совпадает с границами Донецкого Кряжа. Эти факты говорят о том, что, хотя влияние местных условий на средние значения максимумов суточных осадков не превышает их возможных случайных колебаний, все же оно очевидно. Поэтому объединение максимумов суточных сумм осадков по всему району в один ряд приведет к некоторому завышению средних многолетних значений их на равнинной части и занижению на возвышенности. Так, среднее значение по всему району 37,6 мм, среднее значение на равнинной части 35,6 мм и на возвышенной 41,4 мм. Отсюда объединение средних многолетних максимальных суточных сумм осадков приводит к направленному увеличению их на равнине на 2 мм, что составляет около 5%, и уменьшению на возвышенности на 3,8 мм, что составляет около 10%. Отклонения по отдельным рядам в обеих частях района достигает соответственно 15 и 26%.

Величина дисперсий рядов максимальных суточных осадков по описываемому району изменяется в пределах от 740 до 150 мм². Проверка статистического равенства дисперсий по отношению к ряду наблюдений метеостанции Харьков (табл. 3) показала, что в 11 из 21 рассмотренного случая расхождение дисперсий оказалось существенным, причем в 9 из 11 — весьма существенными. Ограничивая станции с рядами максимумов, имеющими существенные и весьма существенные отклонения дисперсий (рис. 3), можно разделить весь район на три части: Донецкий Кряж — граница существенных отклонений дисперсий рядов примерно совпадает с границей отклонений средних значений, вероятность случайности которых равна или меньше 0,4; север и побережье Азовского моря.

Как и для средних значений, границы названных частей, проведенные исходя из формального статистического анализа, вполне оправдываются различием физико-географических условий. В этих условиях

Оценка однородности рядов максимальных

№ п/п	Метеостанция	m_x^*	σ_x	n	Δm_x^*	σ	t	ν
1	2	3	4	5	6	7	8	9

Бассейн р. Северный

1	Харьков	36,6	12,5	58	0,0	—	—	—
2	Волчанск	35,7	13,9	27	0,9	13,0	0,29	83
3	Купянск	36,8	15,1	46	0,2	13,7	0,07	102
4	Сватово	36,7	19,8	33	0,1	15,5	0,03	89
5	Старобельск . . .	32,6	13,7	44	4,0	13,0	1,55	100
6	Беловодск	33,1	16,6	42	3,5	14,8	1,19	98
7	Балаклея	32,8	13,1	34	3,8	12,3	1,43	90
8	Изкм	35,5	13,8	55	1,1	13,2	0,44	111
9	Кр. Лиман	40,8	15,9	31	4,2	13,8	1,37	87
10	Дебальцево	47,0	27,2	32	10,4	19,1	2,44	88
11	Амвросиевка	40,5	18,2	30	3,9	14,7	1,20	86
12	Артемовск	39,7	20,3	35	3,1	16,0	0,94	91
13	Славянск	38,3	19,2	54	1,7	16,2	0,55	110
14	Донецк	41,0	20,1	32	4,4	16,2	1,23	88
15	Лазовая	34,7	14,2	53	1,9	13,4	0,74	109
16	Красноармейск . . .	38,3	13,4	35	1,7	12,9	0,61	91
17	Кирилловка	38,6	18,1	33	2,0	14,8	0,62	89
18	Ботево	37,8	20,4	23	1,2	15,3	0,32	79
19	Мелитополь	40,3	15,4	44	3,7	14,0	1,27	100
20	Жданов	36,4	17,8	43	0,2	15,0	0,06	99
21	Луганск	32,7	14,7	62	1,1	13,6	0,44	118
22	Волноваха	35,9	14,7	35	0,7	13,3	0,25	91
23	Казачья Лопань . . .	40,1	21,2	31	3,5	16,1	0,98	87

Район Южного

1	Петровск—Забайкальский	32,1	12,8	03	—	—	—	—
2	Мухор-Шибирь	39,1	18,0	30	7,0	14,7	2,16	91
3	Бичура	39,2	16,5	31	7,1	14,2	2,28	92
4	Хилок-город	35,6	12,8	50	3,5	12,8	1,43	111

Таблица 3

годовых суточных сумм осадков

P	Расхожде- ния	D _x *	F	θ	σ _θ	R	Расхождение	
							по F	по R
10	11	12	13	14	15	16	17	18

Донец и Приазовье

—	—	156	—	—	—	—	—	—
0,8	н	194	1,24	1,20	0,28	0,7	н	н
0,9	н	229	1,47	1,42	0,25	1,7	н	н
0,9	н	394	2,52	2,43	0,27	5,3	в. с	с
0,2	н	188	1,20	1,16	0,25	0,6	н	н
0,3	н	275	1,76	1,70	0,25	2,8	с	н
0,2	н	172	1,10	1,06	0,26	0,2	н	н
0,7	н	191	1,22	1,18	0,24	0,7	н	н
0,2	н	255	1,63	1,57	0,27	2,1	н	н
0,02	с	744	4,76	2,67	0,27	6,2	в. с	с
0,3	н	334	2,14	2,06	0,27	3,9	с	с
0,4	н	410	2,62	2,53	0,26	5,9	в. с	с
0,6	н	370	2,37	2,29	0,24	5,4	в. с	с
0,2	н	449	2,88	2,78	0,27	6,6	в. с	с
0,5	н	202	1,29	1,25	0,24	1,0	н	н
0,6	н	180	1,15	1,11	0,26	0,4	н	н
0,6	н	330	2,12	2,05	0,27	3,9	в. с	с
0,8	н	418	2,68	2,59	0,28	5,7	в. с	с
0,3	н	236	1,51	1,46	0,25	1,9	н	н
0,9	н	320	2,05	1,98	0,25	3,9	в. с	с
0,6	н	216	1,38	1,33	0,23	1,4	н	н
0,8	н	216	1,38	1,33	0,26	1,4	н	н
0,4	н	450	2,88	2,81	0,27	6,70	в. с	с

Забайкалья

—	—	165	—	—	—	—	—	—
0,05	с	324	1,96	1,90	0,26	3,5	с	с
0,05	с	272	1,65	1,60	0,26	2,3	с	н
0,10	н	164	1,00	0,97	0,24	—	н	н

1	2	3	4	5	6	7	8	9
Район Южного								
5	Улан-Удэ	30,0	14,4	64	2,1	13,7	0,87	125
6	Хоринск	31,0	17,3	31	1,1	14,4	0,37	92
7	Ключевская	33,9	13,2	17	1,8	12,8	0,51	78
8	Могзон	32,9	12,2	44	0,8	12,5	0,30	105
9	Чита	32,8	12,5	65	0,7	12,6	0,31	126
10	Акша	41,9	15,9	44	9,8	14,2	3,50	105
11	Цакир	37,6	11,3	23	5,5	12,4	1,80	84
12	Торей	29,2	14,0	21	2,9	13,2	0,87	82
13	Дарасун	38,7	17,0	21	6,6	13,9	1,78	82
14	Кабанск	43,3	23,4	61	11,2	18,8	3,30	122
15	Черемхово	31,6	13,6	35	0,5	13,1	0,19	96
16	Букукун	39,2	14,1	20	7,1	13,5	2,07	81
Район Северного								
1	Баргузин	29,7	13,6	56	—	—	—	—
2	Усть-Баргузин . .	34,2	17,4	26	4,5	14,9	1,26	80
3	Сосновка	32,7	19,0	22	3,0	14,9	0,80	76
4	Карафтит	41,0	20,5	24	11,3	16,0	2,91	78
5	Романовка	33,1	12,2	28	3,4	13,1	1,12	82
6	Баунт	34,2	12,7	26	4,5	13,3	1,41	80
7	Троицк-Прииск . .	36,8	15,5	22	7,1	14,1	1,99	76
8	Тасса	36,3	16,0	20	6,6	14,2	1,79	74
9	Горячинск	33,5	14,8	33	3,8	14,0	1,26	87
10	Чанча	28,4	8,5	27	1,3	—	—	81
Район								
1	Бабушкин	49,5	28,2	63	—	—	—	—
2	Исток	40,6	21,1	27	8,9	26,3	1,47	88
3	Харауз	32,7	17,6	51	16,8	23,2	3,81	112
4	Хамар-Дабан . . .	120,3	56,5	25	70,8	38,1	7,85	86
5	Выдрино	74,9	40,5	30	25,4	32,7	3,51	91
6	Слюдянска	45,2	24,8	45	4,7	27,0	0,91	106
7	Танхой	74,9	32,4	36	25,4	32,0	3,78	97

Примечание. В графе расхождения введены обозначения:
н — не существенно, с — существенно, в. с — весьма существенно.

Продолжение

10	11	12	13	14	15	16	17	18
Забайкалья								
0,40	н	208	1,26	1,22	0,23	1,0	н	н
0,70	н	302	1,83	1,77	0,26	3,0	с	с
0,60	н	176	1,07	1,03	0,32	0,1	н	н
0,80	н	149	1,11	1,07	0,24	0,3	н	н
0,80	н	155	1,06	1,03	0,29	0,1	н	н
0,001	с	254	1,54	1,49	0,24	2,0	н	н
0,05	с	128	1,29	1,25	0,28	0,9	н	н
0,40	н	196	1,18	1,14	0,29	0,5	н	н
0,05	с	289	1,75	1,69	0,29	2,4		н
0,001	с	549	3,33	3,23	0,28	8,3	в. с	с
0,80	н	184	1,12	1,08	0,25	0,3	н	н
0,05	с	198	1,20	1,16	0,30	0,5	н	н

Забайкалья

—	—	186	—	—	—	—	—	
0,20	н	305	1,65	1,60	0,29	2,1	—	н
0,40	н	361	1,94	1,88	0,30	2,9	—	н
0,01	с	422	2,27	2,20	0,29	4,0	—	с
0,30	н	149	1,34	1,30	0,28	1,1	—	н
0,20	н	161	1,15	1,11	0,29	0,4	—	н
0,05	с	240	1,29	1,25	0,30	0,8	—	н
0,10	н	256	1,37	1,32	0,31	1,0	—	н
0,20	н	216	1,16	1,12	0,27	0,5	—	н
—	—	226	—	—	—	—	—	

Хамар-Дабан

—	—	800	—	—	—	—	—	—
0,20	н	446	1,80	1,74	0,26	2,9	с	н
0,001	с	311	2,58	2,50	0,24	3,6	с	с
0,001	с	3180	3,97	3,85	0,26	11,0	в. с	с
0,001	с	1650	2,06	2,01	0,26	3,9	с	с
0,40	н	620	0,77	0,75	0,24	1,0	н	н
0,001	с	1400	1,75	1,70	0,25	2,8	с	н

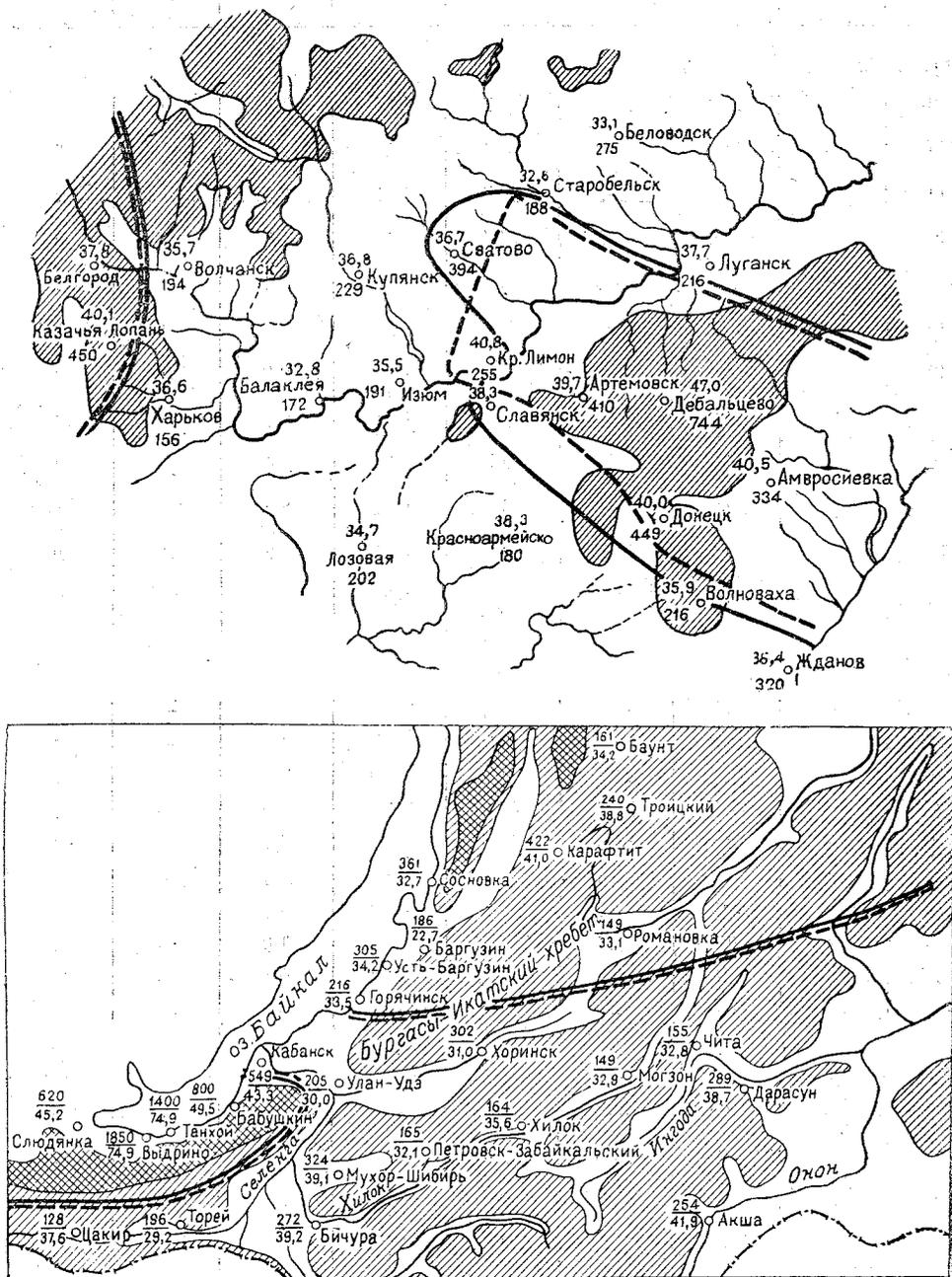


Рис. 3. Схема разделения районов бассейна Северного Донца, Приазовья и Забайкалья на однородные части по статистическим характеристикам:
 — — — — средние значения — — — — дисперсия

объединение всех рядов наблюдений в один приведет к большим ошибкам в различных частях района. Так, дисперсия объединенного ряда, включающего наблюдения всех станций за весь период их действия, определенная по формуле

$$D_x^* = \frac{D_{x_1}^* (n_1 - 1) + D_{x_2}^* (n_2 - 1) + \dots + D_{x_L}^* (n_L - 1)}{(n_1 - 1) + (n_2 - 1) + \dots + (n_L - 1)}, \quad (13)$$

где $D_{x_1}^*$, $D_{x_2}^*$, $D_{x_L}^*$ — дисперсии отдельных рядов наблюдений, равна 280 мм^2 . Аналогично рассчитанная дисперсия объединенного ряда по Донецкому Кряжу равна — 440 мм^2 , Приазовью — 274 мм^2 , Северу района — 224 мм^2 . Отсюда ошибки дисперсии за счет объединения всех рядов наблюдений в районе составляет в среднем по Донецкому Кряжу 36% в сторону уменьшения, достигая по отдельным рядам $40-90\%$; по Приазовью 2% в сторону завышения и по Северу 20% в сторону занижения, достигая по отдельным рядам $39-40\%$. Нетрудно убедиться в том, что эти направленные ошибки величин дисперсии большей частью превышают возможные ошибки расчета по отдельным достаточно длительным рядам наблюдений.

Такой же анализ пространственной однородности максимальных суточных осадков проведен по трем районам Забайкалья, отличающимся вследствие сложности рельефа более пестрым характером распределения осадков по территории.

Например, в районе Южного Забайкалья средние многолетние значения и дисперсии отдельных рядов наблюдений изменяются соответственно от 30 до $41,9 \text{ мм}$ и от 106 до 324 мм^2 . Статистическая оценка относительно ряда метеостанции Петровск-Забайкальский (табл. 3) показала, что по рядам наблюдений метеостанций Мухор-Шибирь, Бичура, Хоринск, Акша, Дарасун, Цакир расхождения статистических характеристик существенны. Ограничивая станции с существенными и несущественными отклонениями можно разделить весь район на две однородные части: северную и южную. Среднее значение и дисперсия объединенного ряда максимальных суточных осадков по всему району соответственно $34,6 \text{ мм}$ и 214 мм^2 , по северной части $32,5 \text{ мм}$ и 177 мм^2 , по южной $38,9 \text{ мм}$ и 270 мм^2 . В этих условиях расчет по объединенному ряду, включающему наблюдения всех станций района, привел бы к завышению среднего значения и дисперсии в северной части района соответственно на $6,5$ и $15,3\%$, при максимальном до $11-17$ и $34-70\%$; и занижению в южной части в среднем соответственно на 11 и $24,5\%$, при максимальном до $13-18$ и $34-75\%$.

Значения средних величин и дисперсий рядов максимальных суточных осадков в районе Хамар-Дабан изменяются в пределах от 40 до 120 мм и от 311 до 3180 мм^2 , причем эти изменения находятся в довольно тесной связи с характером рельефа и высотой местности. Статистическая проверка однородности рядов наблюдений, проведенная относительно ряда метеостанции Бабушкин, показала, что расхождения как по средним значениям, так и дисперсиям почти во всех случаях весьма существенны (табл. 3). Исходя из характера расхождения статистических параметров, весь район, как минимум, следует разделить на две части: центральную (метеостанции Хамар-Дабан, Выдрино, Танхой) и северо-восточную (Смородино, Исток, Кабанск, Бабушкин) среднее значение и дисперсии по всему району соответственно $56,0 \text{ мм}$ и 1020 мм^2 , по центральной части 90 мм и 2470 мм^2 , по северо-восточной 45 мм и 604 мм^2 . Очевидно, что объединение рядов наблюдений по

всему району приведет в этом случае к весьма существенному занижению статистических характеристик в центральной части и завышению в северо-восточной.

Средние значения и дисперсии рядов максимальных суточных осадков на территории Северного Забайкалья изменяются в пределах от 29,7 до 41 мм и от 149 до 422 мм². Статистическая оценка однородности (табл. 3) выявила, что существенные расхождения средних значений относительно ряда наблюдений метеостанции Баргузин имеются по данным метеостанций Троицкий Прииск, Карафтит, Тасса. По наблюдениям других станций расхождение меньше выбранного уровня значимости, но, однако, настолько велики, что вероятность равенства их действительных средних значений составляет лишь 10—20%. Существенные расхождения дисперсий получены по данным метеостанций Усть-Баргузин, Сосновка и Карафтит. Распределение величин средних значений и дисперсий по району носит чрезвычайно пестрый характер, поэтому таких определенных географических тенденций изменений статистических характеристик, подтверждающих формальные выводы по оценке однородности, как в предыдущих районах, здесь выявить не удалось. Однако можно отметить, что повышение средних значений и дисперсий по названным рядам по сравнению с метеостанцией Баргузин объясняется в некоторой степени влиянием Бургасы-Икатского хребта.

Таким образом, в районах, которые при обработке методом годостанций рассматривались в качестве однородных [5], годовые максимумы суточных сумм осадков в отдельных частях нередко существенно различны [рис. 3]. Причины этого достаточно закономерны и вполне объясняются изменениями физико-географических условий формирования осадков. Пренебрежение неоднородностью осадков по рассматриваемым районам может дать ошибки в максимумах редкой повторяемости, часто превышающие даже ошибки их расчета по отдельным рядам наблюдений.

Не менее важным условием применения метода годостанций чем однородность отдельных рядов максимальных суточных осадков является отсутствие какой-либо закономерной тенденции изменения их по территории. Очевидно, что это условие было бы верно только для так называемых идеальных районов (физико-географические условия самого района и влияние окрестностей на различные части его совершенно одинаковы). В природе такие идеальные или близкие к ним по характеру территории вряд ли встречаются. В большой мере это подтверждает и проведенный здесь анализ. Действительно, как в районе бассейна р. Северный Донец и Приазовья, где суточные максимумы осадков сформированы ливнями, имеющими наибольшую пестроту и локальность распределения [14], так и в районах Забайкалья, где максимумы сформированы ливневыми дождями, выявлена устойчивая тенденция в изменении статистических характеристик рядов наблюдений в различных частях территории. Именно в силу этого оказалось возможным произвести схематическое разделение районов по существенно отличающимся значениям средних величин и дисперсий.

В заключение этого раздела заметим, что если каждый конкретный ряд характеризует с достаточной точностью какую-то ограниченную по размерам территорию, то объединенный ряд характеризует осредненные условия по целому району. Последнее не всегда целесообразно для более или менее точных расчетов. Как известно, одним из частных доводов в пользу применения метода годостанций является ссылка на то, что распространение величин осадков, измеренных в точке, на какой-либо достаточно большой бассейн может привести к крупным ошиб-

кам. Однако, исходя из анализа однородности, к наименьшим ошибкам может привести распространение величин осадков, полученных объединением по методу годостанций на территориях большого района, на малый бассейн с площадью водосбора меньшей 1000, 500, 100 км² и т. д. По нашему мнению, в каждом конкретном случае величины осадков следует рассчитывать по вполне конкретному числу станций, выбранных исходя из общих физико-географических условий и размера рассматриваемого бассейна.

Анализ стохастической связи колебаний между рядами максимальных суточных осадков

Важной гипотезой, априорно принимаемой при использовании метода годостанций, является предположение об отсутствии стохастической связи между колебаниями отдельных величин по объединяемым рядам наблюдений. Рассмотрим ее правомерность.

В табл. 4 приведены некоторые результаты расчетов коэффициентов корреляции связи между колебаниями статистически однородных рядов в каждом из рассматриваемых районов.

Таблица 4

Коэффициенты корреляции связи суточных сумм осадков по отдельным станциям

Станции	$R_{x_i x_j}$	n	t	P	Оценка отличия от нуля
Харьков—Казачья Лопань	0,08	31	0,49	0,7	н
—Купянск	0,22	46	1,50	0,20	н
—Балаклея	0,20	34	1,21	0,30	н
—Лозовая	0,26	53	1,05	0,05	н
Петровск—Хоринск Забайкальский Хилок	0,19	48	1,31	0,2	н
Улан-Удэ	0,34	51	2,55	0,02	с
Чита	0,66	59	6,65	0,001	с
Улан-Удэ—Кабанск	0,56	57	5,05	0,001	с
Бабушкин—Слюдянка	0,44	43	3,16	0,01	с

Примечание. н — несущественно, с — существенно.

Как видно, полученные величины коэффициентов корреляции $R_{x_i x_j}^*$ сравнительно малы, что наглядно подтверждается графиками связи и статистической оценкой отличия $R_{x_i x_j}^*$ от нуля. Однако это не означает еще правильности гипотезы об отсутствии связи, так как вполне возможно, что связь между сопоставляемыми рядами носит объективный характер, но продолжительность совместного периода наблюдений недостаточна для ее обоснования. В этом смысле интересно отметить, что, как ранее указывалось, путем последовательного скользящего осреднения оказалось возможным разложить члены каждого отдельного ряда на переменные уровни и случайные отклонения от него. Сопоставление переменных уровней по однородным рядам (рис. 2) показывает хорошее совпадение колебаний их во времени. Это же подтверждается и графиками связи переменных уровней (рис. 4), разброс точек на которых гораздо менее значителен, а коэффициент корреляции повышается до

значений больших 0,6—0,8. Согласно [15], коэффициент корреляции связи рядов динамики может быть представлен в виде

$$R_{x_i x_j} = (1 - \delta) R_{\bar{x}_i \bar{x}_j} + \delta R_{\sigma_i \sigma_j}, \quad (14)$$

где δ — критерий случайности;
 $R_{\bar{x}_i \bar{x}_j}$ и $R_{\sigma_i \sigma_j}$ — коэффициенты корреляции связи переменных уровней и случайных отклонений.

Принимая, в первом приближении, $R_{\sigma_i \sigma_j}$ равным нулю, получаем $R_{x_i x_j} = (1 - \delta) R_{\bar{x}_i \bar{x}_j}$. Так как величина $R_{\bar{x}_i \bar{x}_j}$ значительно больше нуля, а $(1 - \delta)$ положительно для положительных связей, то $R_{x_i x_j}$ также больше нуля. Таким образом, наличие связи переменных уровней подтверждает реальность связи отдельных годовых значений сопоставляемых рядов.

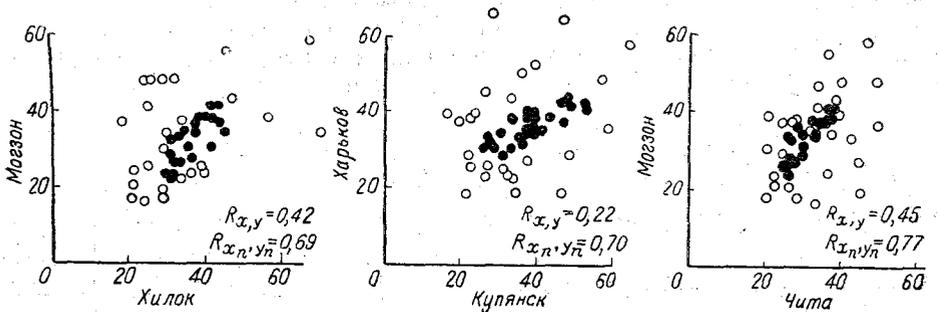


Рис. 4. Графики связи максимальных суточных сумм осадков и переменных уровней.

Хорошим подтверждением взаимосвязанности рядов максимальных суточных осадков могут служить корреляционные функции, полученные по объединенному ряду. Так, в районе южного Забайкалья объединенный ряд включает данные 11 станций (Бичура, Мухор-Шибирь, Петровск-Забайкальский, Могзон, Тургутай, Акша, Чита, Хилок, Хоринск,

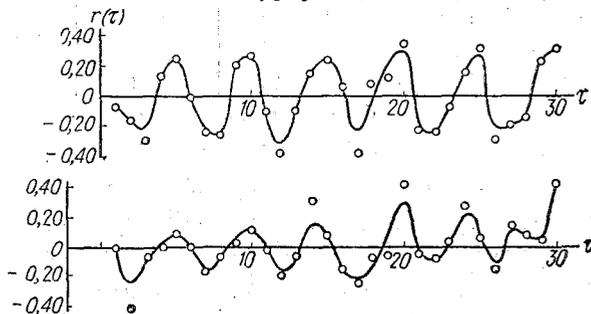


Рис. 5. Корреляционные функции объединенных рядов максимальных суточных осадков:
 1—бассейн южного Забайкалья, 2—бассейн Северного Дона

Менза, Сосново-Озерновск) за период с 1941 по 1950 г. Общий объем ряда 110 годостанций. Корреляционная функция его имеет приблизительно косинусоидальный тип и вполне последовательно отражает десятилетнюю периодичность, что в свою очередь указывает на четкую взаимосвязь десятилетних рядов всех станций за соответствующий период времени (рис. 5).

Более сложный характер имеет корреляционная функция объединенного ряда в бассейне р. Северный Донец, включающего в себя данные по 9 станциям (Харьков, Купьянск, Балаклея, Лозовая, Волчанск, Сватово, Старобельск) за период с 1954 по 1963 г. (рис. 5). В отличие от первой она имеет пяти- и десятилетнюю периодичность. Однако, как и в предыдущем случае, четкая взаимосвязь рядов осадков здесь очевидна.

Таким образом, проведенный анализ, во-первых, подтвердил реальность существования связи между отдельными рядами и, во-вторых, показал, что наличие ее во многом определяется связью переменных уровней.

Рассмотрим теперь, как это может отразиться на результатах объединения рядов по методу годостанций. Как известно, кривая распределения вероятностей $S(X)$ ряда, представляющего из себя результат объединения частных рядов $X_1, X_2, \dots, X_i, \dots, X_k$, описывается уравнением [4]

$$S(x)_L = \frac{m_1 F_1(x) + m_2 F_2(x) + \dots + m_k F_k(x)}{m_1 + m_2 + \dots + m_k}, \quad (15)$$

где $F_i(x)$ ($i = 1, 2, \dots, k$) — вероятность значений X , больше x , m_i — число членов ряда X_i .

Формула (15) верна при любых предположениях о характере зависимости существующей между X_1, X_2, \dots, X_k . Однако степень этой зависимости отражается на вероятном соответствии статистической $S^*(x)$ и подлинной $S(x)$ кривой распределения объединенного ряда. Причем чем более независимы X_i между собой, тем лучше будет это соответствие. При X_i , полностью зависимом, $F_1^*(x) = F_2^*(x) = \dots = F_k^*(x)$ и, следовательно, $S^*(x) = F_i^*(x)$, т. е., $S^*(x)$ будет соответствовать $S(x)$ точно также, как каждый отдельный частный ряд. При X_i , полностью независимом, это соответствие будет приблизительно того же качества, как и в каждом частном ряду, но уже при объеме

$$m' = m_1 + m_2 + \dots + m_k. \quad (16)$$

В общем случае, т. е. при $0 < R_{x_i x_j} < 1$, степень соответствия $S^*(x)$ подлинной кривой распределения будет лучше чем в первом случае, но хуже чем во втором. Для случайных рядов это соответствие будет такое же, как по наиболее длительному из них, но уже при объеме членов, равном

$$m' = m_1 + m_2 (1 - R_{x_1 x_2}) + \dots + m_k (1 - R_{x_1 x_k}). \quad (17)$$

Рассмотрим, в какой степени приведенная формула верна для максимальных годовых суточных сумм осадков. Исходя из представления каждого ряда в качестве ряда динамики, его кривая распределения может быть описана уравнением

$$F_i^*(x) = \sum_{\bar{X}_i + \alpha_j < x} P^* \{ \bar{X}_i = \bar{x} \} P^* \{ \alpha_j = \alpha \}. \quad (18)$$

Тогда, согласно равенству (15), статистическая кривая распределения вероятностей $S^*(x)$ ряда, представляющего из себя результат

объединения двух частных рядов с равным числом членов, будет

$$S^*(x) = \frac{F_1^*(x) + F_2^*(x)}{2} = \frac{1}{2} \left\{ \sum_{\bar{X}_1 + \alpha_j < x} P^* \{ \bar{X}_1 = \bar{x}_i \} P^* \{ \alpha_1 = \alpha_j \} + \right. \\ \left. + \sum_{\bar{X}_2 + \alpha_j} P^* \{ \bar{X}_2 = x_i \} P^* \{ \alpha_2 = \alpha_j \} \right\} \quad (19)$$

или, учитывая связанность переменных уровней, при условии отсутствия связи случайных отклонений

$$S^*(x) = \sum_{\bar{X}_i + \alpha_j < x} P^* \{ \bar{X}_1 = \bar{x}_i \} P^* \{ \alpha_1 = \alpha_j \}, \quad (20)$$

где $P^* \{ \alpha_1 = \alpha_j \}$ — статистическая вероятность появления $\alpha_1 = \alpha_j$, степень соответствия которой действительной определяется уже числом членов $2m$.

Отсюда степень соответствия статистической кривой распределения переменных уровней действительной осталась неизменной, в то время как степень соответствия кривой распределения случайных отклонений повысилась. Следовательно, при всех благоприятных обстоятельствах, повышение точности определения статистического распределения при любом объеме объединенного ряда имеет предел зависимый от критерия случайности. Действительно, учитывая независимость переменных уровней и случайных отклонений в объединенной совокупности, объем информации о значениях переменного уровня будет равен объему информации в наиболее продолжительном частном ряду, а объем информации о значениях случайных отклонений будет равен

$$m'_\alpha = m_{\alpha_1} + m_{\alpha_2} (1 - R_{\alpha_1, \alpha_2}) + \dots + m_k (1 - R_{\alpha_1, \alpha_k}). \quad (21)$$

Так как средние значения ряда полностью определяются значениями переменного уровня, то, очевидно, что при объединении рядов никакого уточнения возможного среднего значения мы не получим. Уточнение же дисперсии объединенного ряда, независимо от числа входящих в его частных однородных рядов, будет полностью определяться критерием случайности, связью случайных отклонений и тенденций изменчивости переменного уровня.

Выводы

В работе последовательно на примерах проанализированы основные условия применения метода годостанций. Оказалось, что, во-первых, ряды наблюдений над максимальными суточными осадками не могут рассматриваться в качестве случайных рядов и, следовательно, не представительны на более или менее длительный период. Скорее всего по характеру распределения во времени они являются отдельными реализациями случайного процесса не стационарного характера и объединение их за одновременный период не вносит достаточной информации о возможных изменениях их параметров на другой длительный период времени.

Во-вторых, средняя величина и изменчивость рядов максимальных суточных осадков существенно меняется даже на сравнительно небольших территориях в соответствии с изменениями физико-географических условий. В частности, на их распределение значительное влияние ока-

зывает рельеф местности. Отсюда объединение рядов по территории районов, не уточняя наших знаний о возможных изменениях в периоды, неохваченные наблюдениями, приводит к сглаживанию местных физико-географических условий, получению фоновой характеристики изменений за период, приблизительно равный среднему периоду наблюдений.

В-третьих, в однородных районах ряды осадков оказываются стохастически зависимыми, причем зависимость эта проявляется за счет взаимосвязанности временной климатической составляющей, вызывающей изменение общего уровня колебаний рядов и их изменчивости. Это еще раз подтверждает предыдущий вывод о невозможности по нескольким одновременным реализациям за короткий период наблюдений получить достаточно точное представление о колебаниях и суммах осадков за более длительный период времени.

Таким образом, применение метода годостанций, путем механического объединения всех рядов в одну совокупность, к рядам максимальных суточных осадков в сущности означает повторение одной и той же временной выборки, не вносящее существенного нового о распределении их во времени, приводящее к необъективной оценке точности результата расчетов максимальных значений, и в то же время накладывающее информацию (смешанную, не читаемую) о распределении в пространстве. Последнее означает смещение выборок из различных генеральных совокупностей, в отдельности не характеризующее ни одну из них, и дающее представление о изменчивости во времени фоновой характеристики максимальных суточных осадков.

В заключение следует отметить, что в основе метода годостанций лежит идея, часто и результативно используемая при анализе гидрологических материалов — привлечение для суждений о законах колебаний во времени какой-либо природной характеристики не только непосредственных наблюдений в данной точке, но и всех однородных материалов в окружающем районе. Однако осуществление этой идеи путем простого объединения рядов может привести к крупным ошибкам.

Исходя из проведенного анализа, при всех попытках применения метода годостанций, необходимо учитывать, что, во-первых, уточнение материалов наблюдений должно производиться на ограниченный период; во-вторых, необходим тщательный анализ однородности сопоставляемых рядов и не только по самим статистическим характеристикам распределения, но и по тенденции их изменения в отдельных районах; в-третьих, во всех случаях значения среднего арифметического уточнены быть не могут.

ЛИТЕРАТУРА

1. Алексеев Г. А. Объективные статистические методы определения характеристик ливневых осадков. «Метеорология и гидрология», 1966, № 7.
2. Алехин Ю. М. Статистические прогнозы в геофизике. Изд-во ЛГУ, 1963.
3. Блохинов Е. Г. О систематических погрешностях в оценках параметров речного стока, вычисленных методом моментов. «Метеорология и гидрология», 1966, № 4.
4. Бровкович Г. Н., Великанов Г. Н. Проверка уравнений кривых распределения вероятностей. Тр. НИУ ГУГМС, сер. 4, вып. 1, 1941.
5. Громова Р. В. Обобщение характеристик дождей на территории Прибайкалья и Забайкалья. Тр. ГГИ, вып. 127, 1965.
6. Смирнов Н. В., Дунин-Борковский И. В. Курс теории вероятностей и математической статистики. «Наука», 1965.
7. Краткая географическая энциклопедия. «Советская энциклопедия», 1960.
8. Крицкий С. Н., Менкель М. Ф. Гидрологические основы речной гидротехники. Изд-во АН СССР, 1950.

9. Методические рекомендации к составлению справочника по водным ресурсам СССР. Вып. 7, ч. II, Гидрометеиздат, 1963.
10. Методические рекомендации к составлению справочника по водным ресурсам СССР. Вып. 7, ч. III, Гидрометеиздат, 1962.
11. Митропольский А. К. Техника статистических вычислений. Физматгиз, 1961.
12. Никольская Н. В. О применении кривых распределения в гидрологии. «Вестник МГУ», сер. геогр., № 6, 1965.
13. Рождественский А. В. Статистический анализ циклических колебаний некоторых стоковых рядов. Тр. ЛГМИ, вып. 26, 1964.
14. Соколовский Д. Л. Речной сток. Гидрометеиздат, 1959.
15. Шелутко В. А. Приведение стока к расчетному периоду с учетом внутренней корреляционной связи. Тр. ЛГМИ, вып. 30, 1968.

И. Ф. Горошков

К ВОПРОСУ РАСЧЕТА ГИДРОГРАФОВ ПАВОДКОВ

Представлен расчет гидрографов дождевых паводков и весеннего половодья генетическим методом с учетом изменения скоростей добегания. Вычисленные и наблюдаемые гидрографы близки между собой. Это дает основание полагать, что принятая схема расчета представляет определенный интерес.

Введение

Исследования и расчет паводков в настоящее время является одной из наиболее важных проблем в области гидрологии, так как при проектировании водосбросных отверстий гидротехнических сооружений необходимо иметь не только максимальный расход, но и весь гидрограф паводка.

В основу многих методов расчета гидрографов паводков и максимальных расходов положена генетическая формула, которая в интегральном виде выражает зависимость между расходами и основными определяющими их факторами, находящимися в сложном взаимодействии в период формирования паводка.

Ведущую роль в процессе формирования паводков играют скорости стекания воды со склонов и поступления ее по ручейковой и русловой сети к замыкающему створу. Скорости стекания и добегания меняются во времени и пространстве. Они определяют время добегания элементарных объемов воды, сформировавшихся в различных зонах бассейна, в течение которого происходит их интегрирование и трансформация самого разнообразного хода водоотдачи или осадков в достаточно плавные паводки.

Численные значения скоростей стекания и добегания и их изменения во время паводков определяются характером подстилающей поверхности бассейна, морфометрическими характеристиками тальвежной и русловой сети, ходом осадков или водоотдачи и интенсивностью поступления воды с верхних участков. В числе факторов, обуславливающих скорости поверхностного стекания, прежде всего такие, как рельеф бассейна, его растительный покров, густота гидрографической сети, уклон, извилистость и шероховатость тальвежной и русловой сети.

Генетический метод расчета паводков предусматривает построение на речном бассейне линий одновременного добегания — изохрон. Широко распространение имеет метод стационарных изохрон, которые строятся при постоянных за время паводка скоростях и отражают установившийся процесс стока, когда площади одновременного стекания являются лишь функцией координат бассейна. Принятие постоянных

скоростей вместо их дифференциации за время паводка является одним из недостатков генетического метода [3, 4].

Учет изменения скоростей за время паводка вызывает необходимость построения подвижных изохрон или нескольких систем изохрон, отвечающих скоростям различных фаз паводка. Подвижные изохроны отражают нестационарность процесса формирования паводков, чем характеризуются это явление в природных условиях. При учете переменных скоростей площади одновременного стекания являются функцией не только координат бассейна, но и скорости или времени. Размещаются подвижные изохроны на речном бассейне весьма сложно. Они то пересекаются между собой, то претерпевают разрывы на частных водоразделах, то последовательно обгоняют друг друга на подъеме паводка и соответственно отстают на спаде. В результате, последующие элементарные площадки одновременного стока «перекрывают» предыдущие или соответственно «отстают» от них. Этот процесс прослеживается на схеме-таблице расчета паводков при переменных скоростях (рис. 1). Степень перекрытия и отставания определяется не только изменчивостью скоростей, но и продолжительностью принятого расчетного интервала времени.

Предложенная автором схема расчета гидрографов [1] позволяет учитывать изменения скоростей во время паводка и в значительной мере облегчает все вычисления. В ней переменные значения частных площадей одновременного стекания определяются по их интегральной кривой, которая строится лишь по одной исходной системе изохрон. Исходная система изохрон должна характеризовать стекание в пределах склонов, мелкой ручейковой, тальвежной и русловой сети речного бассейна. Значения скоростей или их соотношения устанавливаются в соответствии с наблюдаемыми данными или характером подстилающей поверхности бассейна и морфометрии русловой сети. Детализация скоростей и густота изохрон определяются необходимой детализацией рассчитываемого гидрографа. Обычно 10—30 изохрон в пределах малых и средних бассейнов достаточно хорошо отражают процесс стекания и позволяют получить плавные графики распределения и интегральные кривые площадей одновременного стекания. Изменения скоростей за время паводка могут быть поставлены в зависимости от искомого текущего расхода с учетом уклона и шероховатости соответствующей зоны стекания и добегания или учитываться по моделям хода скоростей в створах наблюдений соответствующих зон бассейна.

В данной работе изменения скоростей во время паводков приняты по моделям хода скоростей в замыкающих створах, а при установлении их численных значений вводятся поправочные коэффициенты, как отношение текущей расчетной скорости, средней по русловой сети, к скорости замыкающего створа в данный момент времени. Модель гидрографа скоростей в створах наблюдений безусловно не может полностью отразить изменение скоростей во времени для всего бассейна и отдельных его зон. Расчет гидрографов по ней приводит к некоторой схематизации паводков, степень которой можно установить сопоставлением их с наблюдаемыми гидрографами. Но принятие ее для расчетов дает и несомненные преимущества. Прежде всего это наблюдаемый гидрограф скоростей с определенными их численными значениями, отвечающими текущим расходам в створе, по всем фазам паводка. Кроме того, скорости в замыкающем створе отражают не только морфометрические характеристики участка створа, но в какой-то мере и скорости по всей длине гидрографической сети. Известно, что скорости течения в значительной мере определяются наполнением русла на участке, которое

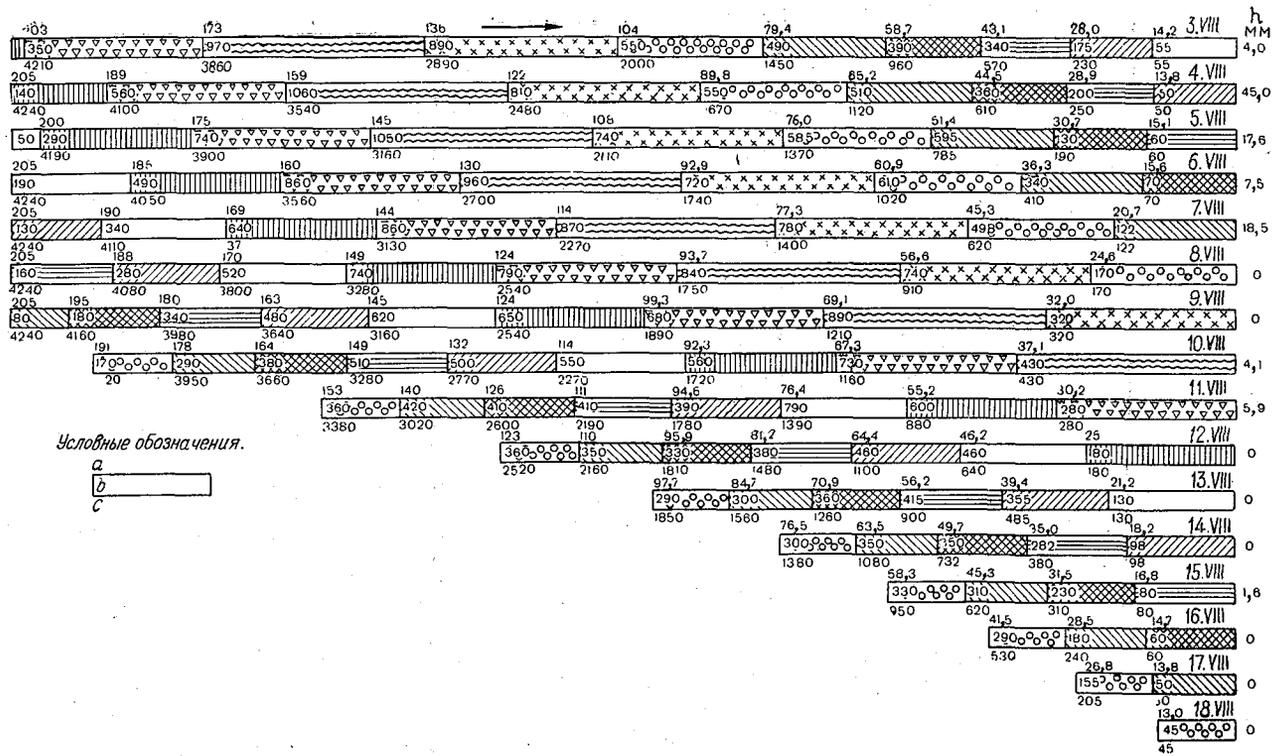


Рис. 1. Схема-таблица расчета паводка с учетом переменных скоростей стекания (р. Чита — г. Чита).

Одинаковой штриховкой показаны площади одновременного стекания:

а — расстояние от замыкающего створа, км²; б — площадь одновременного стекания, км²; с — нарастание площадей одновременного стекания, км²

зависит от руслового наполнения всей верхней зоны бассейна и от скорости поступления воды из этой зоны./

Ниже приводятся примеры и результаты расчета гидрографов дождевых паводков и весенних половодий с учетом переменных скоростей по указанной схеме и сопоставления вычисленных гидрографов с наблюдаемыми.

Расчет гидрографов дождевых паводков

Исходными материалами для расчета гидрографов дождевых паводков с учетом переменных скоростей послужили значительные по своим размерам паводки на реках бассейна Амура и вызвавшие их дожди. Чтобы характеристики дождей, наблюдаемых одной метеостанцией, можно было распространить на весь бассейн, выбраны сравнительно малые реки. Всего рассчитано четыре гидрографа на реках: Чита — г. Чита, Амазар — г. Могоча, Могоча — г. Могоча и Бомнак — г. Бомнак.

Построение исходных систем изохрон на речных бассейнах выполнено по крупномасштабным картам, достаточно хорошо отражающим рельеф и мелкую гидрографическую сеть. Длина водотоков определялась с учетом их извилистости и расстояния от истоков до водоразделов, а длина склонов по линиям стекания, которые намечались в соответствии с горизонтальными. Численные значения скоростей и расчетных интервалов времени τ_0 назначались такими, чтобы получить на каждом бассейне достаточно густую сеть изохрон, отражающую его рельеф и гидрографию, плавный график и интегральную кривую площадей одновременного стекания. В зависимости от размеров бассейнов расчетный интервал времени τ_0 назначался равным 1—4 ч.

Записи хода осадков перестраивались в хронологические графики с учетом назначенного τ_0 . Текущие расходы Q_i определялись по слою осадков, равному $\frac{h_{i-1} + h_{i[2]}}{2}$. Численные значения текущих расчетных

скоростей русловой сети, в соответствии с которыми вычислялись расстояния между изохронами и частные площади, принимались в 2—4 раза меньше соответствующих скоростей в створе наблюдений. Этим самым учитывались стесняющие условия течения по всей русловой сети, особенно мелкой, благодаря повышенной ее извилистости и шероховатости, по сравнению с течением на прямолинейных участках гидрометрических створов.

Ординаты вычисленного гидрографа полного стока домножались на коэффициент $\alpha = \frac{W}{HF}$, где H — суммарный слой осадков за время дождя; F — площадь водосбора; W — объем наблюдаемого паводка.

Коэффициент α содержит в себе объемный коэффициент стока и коэффициент приведения слоя осадков по метеорологической станции к среднему слою осадков по бассейну. Его значения колеблются в сравнительно больших пределах, а в некоторых случаях они больше единицы, что объясняется заниженными осадками по метеостанции в сравнении со средним их слоем в бассейне.

Река Чита — г. Чита имеет водосборную площадь 4240 км², длину от наиболее удаленной точки бассейна 205 км, залесенность 78%, заболоченность 6%, озерность 0,1%, средневзвешенный уклон 2,2‰. Исходная система изохрон построена при русловой скорости 1,0 м/сек, склоновой — 0,25 м/сек и расчетном интервале времени $\tau_0 = 4$ ч. По част-

ным площадям f_i , заключенным между смежными изохронами i и $i + 1$, построены график распределения площадей одновременного стекания и интегральная кривая их нарастания. Вычислен паводок, который вызван дождями, выпавшими 2—7, 10—11 августа 1957 г. Суммарный слой осадков этих дождей по осадкомеру метеостанции г. Чита составил 117,5 мм. Слой начальных потерь принят равным 15 мм. Изменение скоростей за время паводка принято по модели гидрографа скоростей в замыкающем створе (рис. 2,а), который построен по гидрографу паводка и кривым $Q = f(H)$ и $V = f(H)$. Численное значение текущих скоростей, средних по длине всей русловой сети, принято 0,25 от соответствующих скоростей в замыкающем створе. Расчетная единица времени при вычислении гидрографа равна 1 суткам, коэффициент $\alpha = 0,21$.

Вычисления текущих расходов представлены в схеме-таблице (рис. 1), где указаны расстояния от замыкающего створа до соответствующих изохрон и одинаково заштрихованы площади одновременного стекания, участвующие в формировании текущих расходов, с соответствующими порциями осадков. Увеличение скоростей на подъеме паводка от 4 до 10/VIII сопровождается частичным перекрытием площадей одновременного стекания. Длина перекрывающихся участков определяется разностью скоростей смежных интервалов времени $(V_{i+1} - V_i) \tau_0$. В течение одного и того же интервала времени с этих участков поступает в замыкающий створ сток от двух и более очередных порций водоотдачи, что составляет значительную долю текущих расходов на подъеме паводка, в том числе и максимального расхода. В результате, интенсивность подъема паводка, вычисляемого при переменных скоростях, оказывается большей, чем паводка, получаемого при постоянных скоростях.

Из этой же схемы-таблицы видно, что, благодаря уменьшению скоростей на спаде паводка, смежные площади одновременного стекания «отстают» друг от друга и спад вычисленного по этой схеме гидрографа более замедленный, чем при постоянных скоростях.

Кроме того, вычислены гидрографы при постоянной скорости, равной среднему ее значению за период подъема паводка в расчетном створе. Сопоставления вычисленных гидрографов с наблюдаемыми дано на рис. 2,а. При построении вычисленных гидрографов к их ординатам прибавлялись расходы, предшествующие паводку.

Пример расчета сложного трехмодального паводка, который наблюдался во время выдающегося наводнения в бассейне Верхнего Амура в 1958 г., приводится по р. Амазар — г. Могоча. Паволак вызван тремя изолированными дождями, за время которых по самописцу метеостанции Могоча выпало 202 мм осадков. Река Амазар имеет водосборную площадь 1020 км², длину от наиболее удаленной точки бассейна 52 км, средневзвешенный уклон 5,0‰, залесенность 76%, заболоченность 29%. Исходная система изохрон построена при $v_p = 0,50$; $v_{скл} = 0,125$ м/сек и $\tau_0 = 1$ ч. 29 элементарных площадок дают плавный график распределения площадей одновременного стекания и их интегральную кривую. Изменения расчетных скоростей приняты по модели наблюдаемого гидрографа, а их численные значения средние по длине русловой сети в четыре раза меньше соответствующих скоростей в замыкающем створе. Текущие расходы вычислены по интервалам $\tau_0 = 6$ ч. Слой начальных потерь $H_0 = 15$ мм, коэффициент $\alpha = 0,94$. Расчеты выполнены по той же схеме и сведены в аналогичную схему-таблицу (рис. 1). Сопоставления вычисленного и наблюдаемого гидрографа приводятся на рис. 2,б.

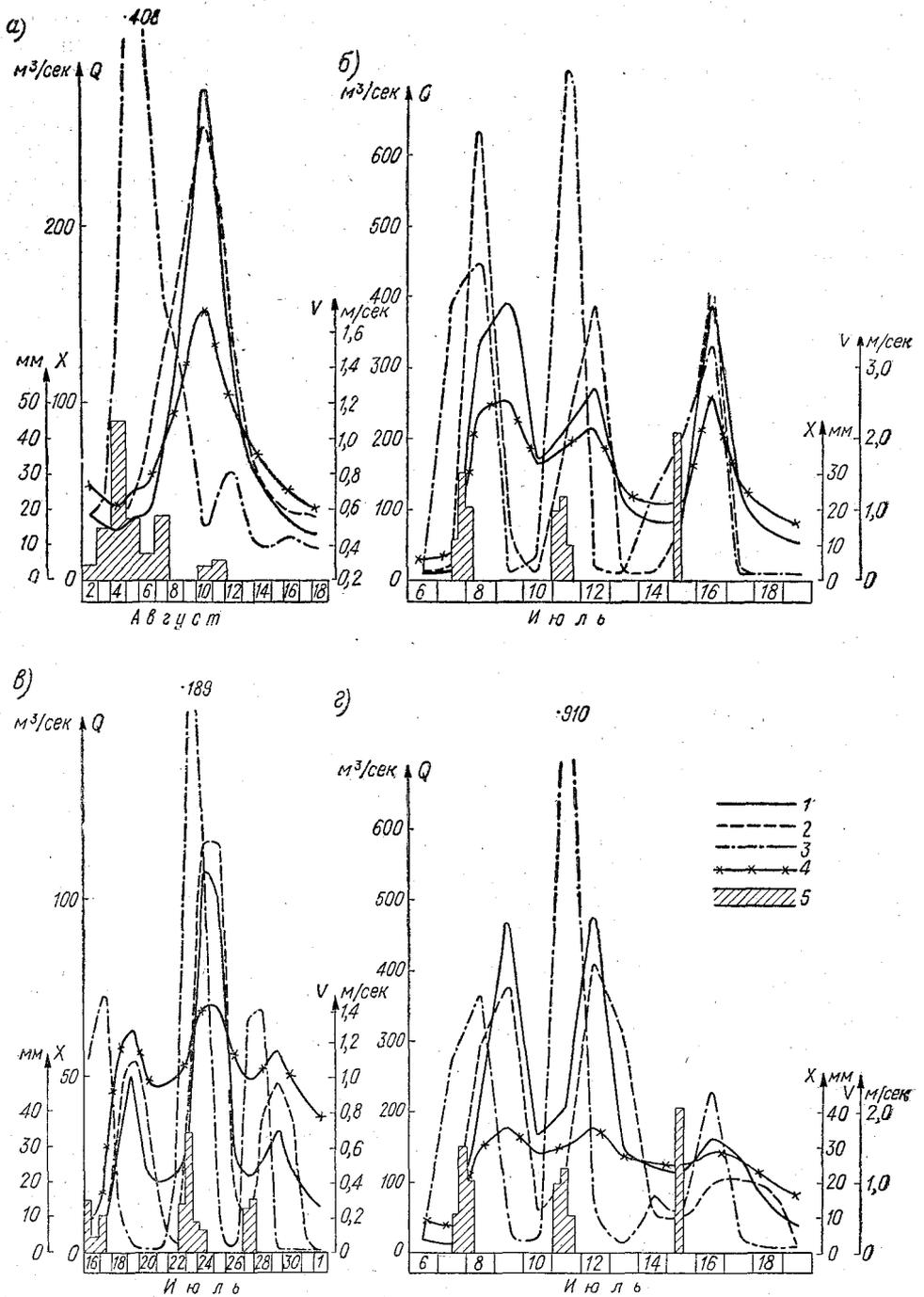


Рис. 2. Гидрографы дождевых паводков: а — р. Чита; б — р. Амазар — г. Могача; в — р. Бомнак — г. Бомнак; г — р. Могоча — г. Могоча: 1 — наблюдаемый, 2 — вычисленный при переменных скоростях, 3 — вычисленный при постоянных скоростях, 4 — гидрограф скоростей, 5 — осадки

Такие же расчеты гидрографов дождевых паводков с учетом переменных скоростей выполнены по рекам Бомнак — г. Бомнак (1955 г.) и Могоча — г. Могоча (1958 г.). Они показаны на рис. 2, в и 2, г.

Расчет гидрографов весеннего половодья

Гидрографы высоких весенних половодий вычислены по рекам: Ерик — х. Минаев, Сал — ст. Батлаевская, Сал — х. Моисеев за 1953 и 1956 гг. и Медведка — Б. Сареево за 1952 г. Вычисления выполнены по указанной выше схеме с учетом переменных скоростей и водоотдачи. Относительно каждого створа построены исходные системы изохрон и интегральные кривые площадей одновременного стекания. Соотношения склоновых и русловых скоростей при построении изохрон приняты так же равными 0,25, а ход скоростей во времени — по моделям наблюдаемых гидрографов скоростей за период половодья в замыкающих створах. Ход расчетной водоотдачи в л/сек с 1 км² установлен как среднее значение гидрографов стока на малых водосборах, расположенных в пределах рассматриваемых бассейнов.

Расчетная водоотдача для створов х. Минаев, х. Моисеев и ст. Батлаевская получена в результате осреднения гидрографов стока по пяти балкам Дубовской гидрометеорологической обсерватории (ДГМО). Для створа Б. Сареево на р. Медведке осредненная расчетная водоотдача получена по наблюдениям на р. Медведке выше устья р. Закзы и на р. Закзе.

Река Ерик — х. Минаев имеет водосборную площадь 176 км² и наибольшую длину по пути стекания 30,8 км. Исходная система изохрон построена при $\tau_0 = 1$ ч и скоростям по руслу 0,4 м/сек и склонам 0,1 м/сек. Расходы половодья вычислены на каждые 2 ч. Численные значения текущих скоростей приняты по гидрографу этого же половодья в расчетном створе х. Минаев. Расчетная водоотдача установлена в результате осреднения модулей стока по пяти балкам ДГМО, расположенным в бассейне р. Ерик. Коэффициент α получен равным 1,0. Наблюденные и вычисленные гидрографы сопоставляются на рис. 3,а и 4,а.

Река Сал — х. Моисеев имеет водосборную площадь 10 600 км² и длину 406 км. Исходные изохроны построены при $\tau_0 = 6$ ч, русловой и склоновой скоростях 0,64 и 0,16 м/сек. Вычислены гидрографы половодья 1953 и 1956 гг. Текущие расходы получены по 12 часовым интервалам. Графики расчетной водоотдачи установлены как осредненные значения модулей стока по тем же пяти балкам ДГМО. Коэффициенты α половодий этих двух лет получены равными 0,50 и 0,48. Текущие скорости принимались вдвое меньше соответствующих скоростей в створе наблюдений х. Моисеев. На рис. 3,в и 4,б дано сопоставление вычисленных и наблюдаемых гидрографов.

Река Сал — ст. Батлаевская имеет водосборную площадь 19 500 км² и наибольшую длину по пути стекания 602 км. Исходная система изохрон построена при $\tau_0 = 6$ ч, русловой скорости 0,64 м/сек и склоновой 0,16 м/сек. Гидрографы весеннего половодья 1953 и 1956 гг. вычислены при $\tau_0 = 24$ ч. Ход водоотдачи принят по тем же осредненным графикам модулей стока, что и для х. Моисеев. Численные значения текущих скоростей приняты вдвое меньшими, чем соответствующие скорости в створе ст. Батлаевская. Коэффициенты α получены равными 0,35 в 1953 г. и 0,32 в 1956 г. Здесь следует отметить, что коэффициент α учитывает не только приведение водоотдачи с малых водосборов к среднему ее значению по большому бассейну, но и потери на заполнение водохранилищ и мертвых объемов в русловой сети и др., а также бес-

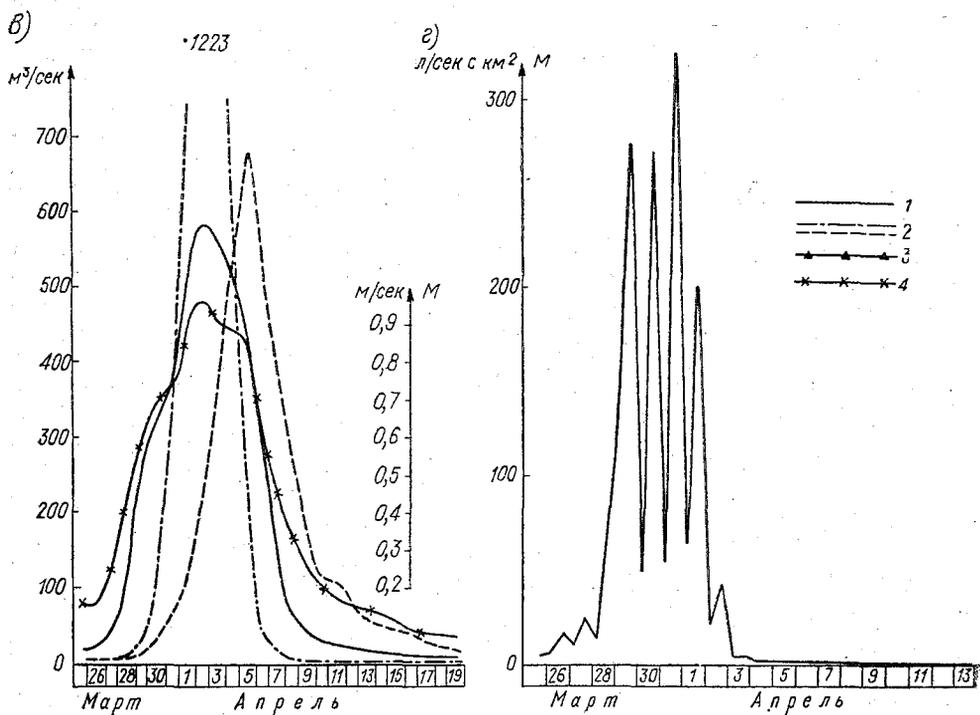
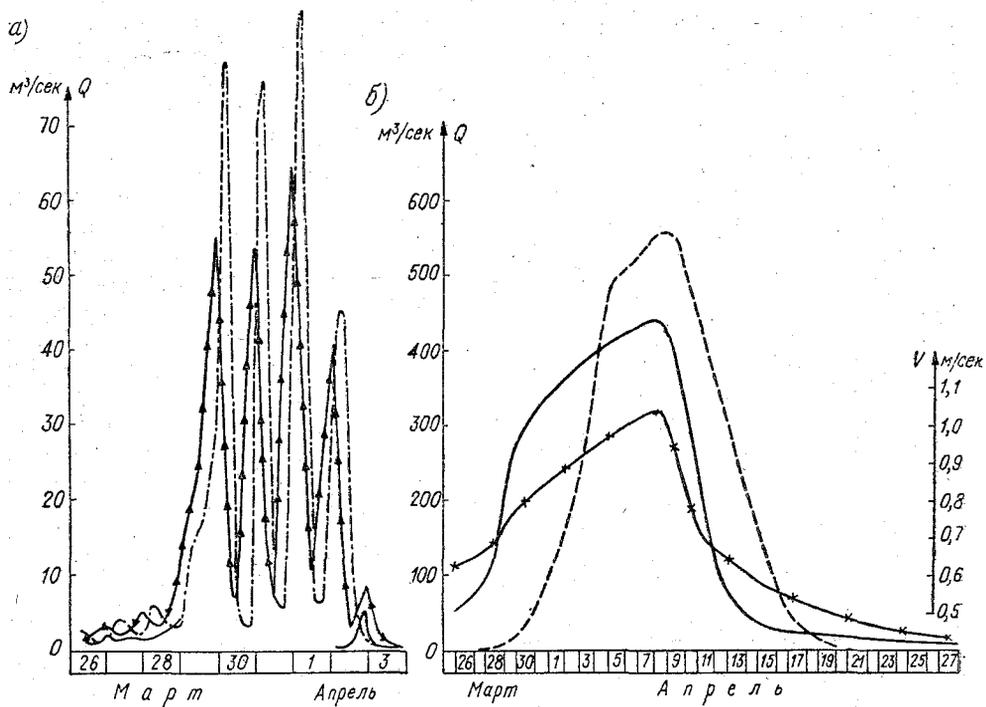


Рис. 3. Гидрографы весеннего половодья 1953 г.: а — р. Ерик — х. Минаев; б — р. Сал — ст. Батлаевская; в — р. Сал — х. Моисеев; г — расчетная водоотдача: 1 — наблюдаемый, 2 — вычисленный при переменных скоростях, 3 — вычисленный при постоянной скорости, 4 — гидрограф скоростей

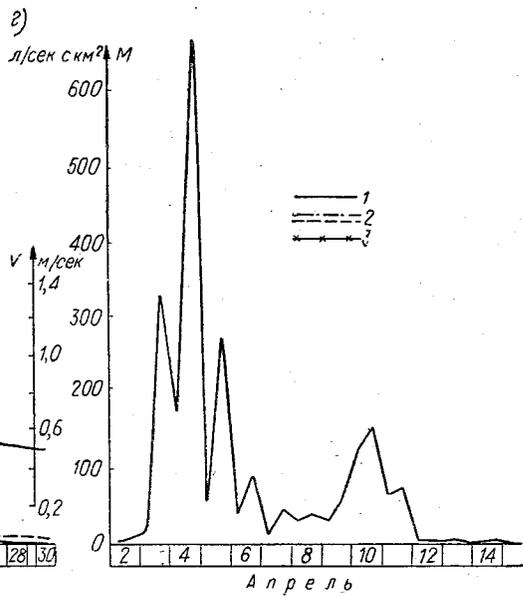
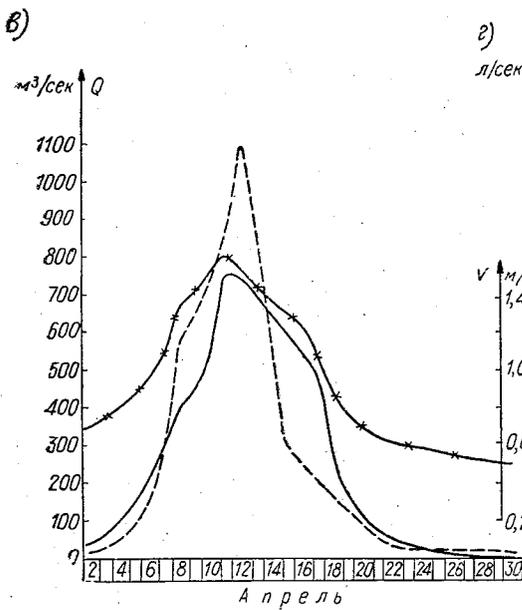
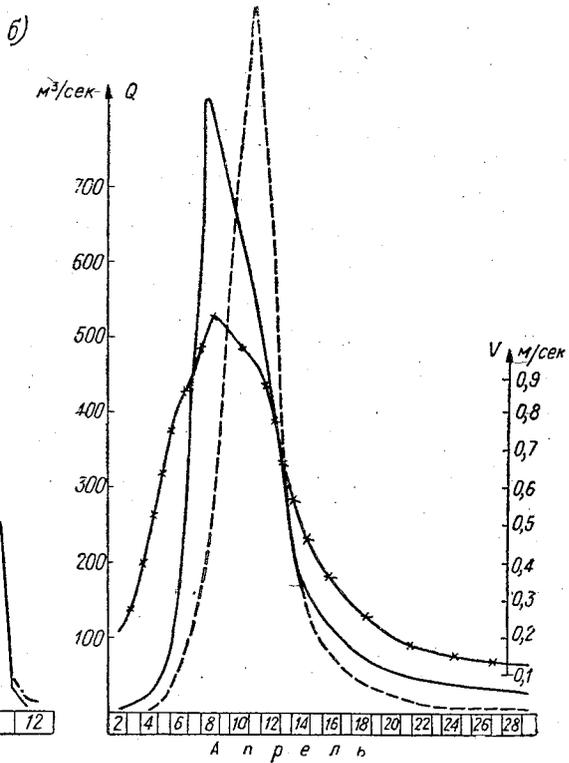
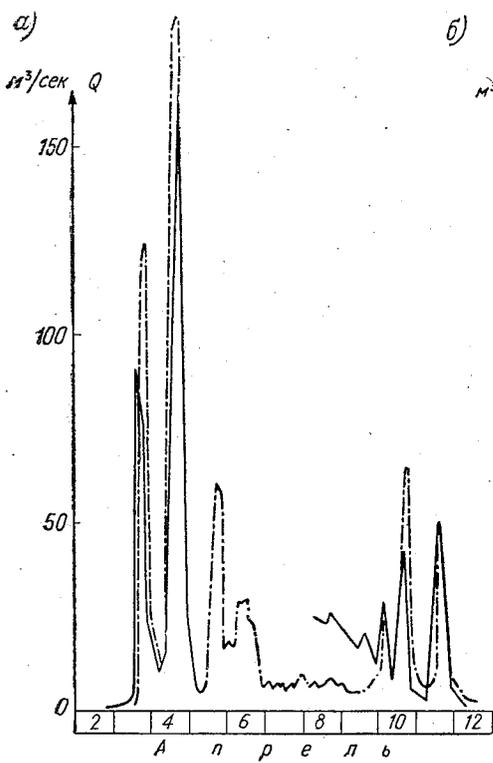


Рис. 4. Гидрографы весеннего половодья 1956 г.: а—р. Ерик—х. Минаев; б—р. Сал—х. Моисеев; в—р. Сал—ст. Батлевская; г—расчетная водоотдача: 1—наблюдаемый, 2—вычисленный при переменных скоростях; 3—гидрограф скоростей

сточные площади и внутрипочвенную и грунтовую водоотдачи. Наблюденные и вычисленные гидрографы половодья 1953 и 1956 гг. в створе ст. Батлаевская приводятся на рис. 3, б и 4, в.

Река Медведка — Б. Сареево имеет водосборную площадь 40 км^2 , длину от наиболее удаленной части бассейна до створа $7,8 \text{ км}$. Переменные значения частных площадей одновременного стекания определялись по уравнению типовой интегральной кривой распределения единичных площадей в соответствии с общей конфигурацией и гидрографической сетью бассейна [1]. Вычислен гидрограф весеннего половодья 1952 г., которое является самым многоводным в бассейне р. Медведки и прошло несколькими волнами. Поскольку расстояние между створами наблюдений над водоотдачей и расчетным створом невелико и добежание между ними осуществляется по основному руслу, то значения текущих расчетных скоростей принимались такими же какие наблюдались в замыкающем створе. Расходы гидрографа вычислены по интервалам времени $\tau_0 = 2 \text{ ч}$. Коэффициент α получен равным 1,0. Сопоставление вычисленного и наблюдаемого гидрографов приводится на рис. 5.

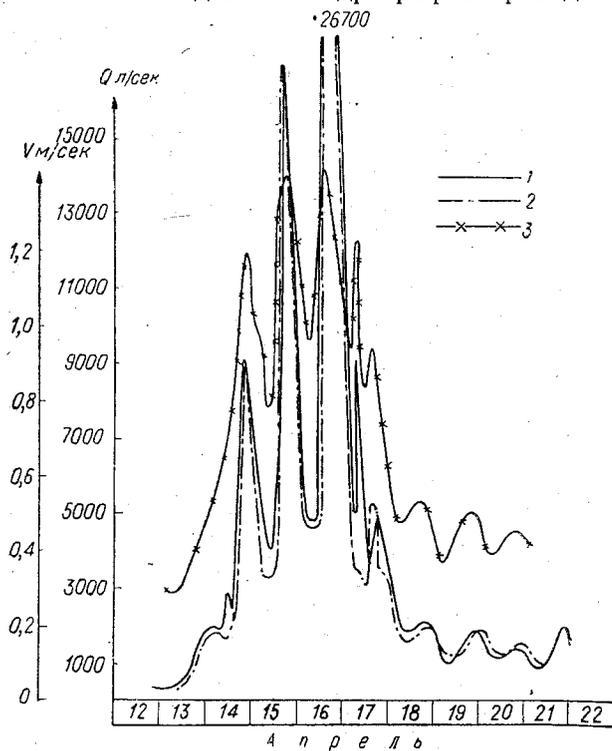


Рис. 5. Гидрографы Весеннего половодья 1952 г.
р. Медведка — д. Большое Сареево:

1—наблюденный, 2—вычисленный при переменных скоростях,
3— гидрограф скоростей

Сопоставление вычисленных и наблюдаемых гидрографов дождевых паводков и весеннего половодья позволяют сделать следующие выводы.

Гидрографы, вычисленные при переменных скоростях, достаточно близки к наблюдаемым по их общему ходу, положению и величине максимальных ординат. Фазы их подъема и спада имеют более крутой ход по сравнению с наблюдаемыми, что можно объяснить неучетом руслового регулирования.

Гидрографы, вычисленные при постоянных скоростях, равных средним скоростям за время подъема паводков, отличаются от гидрографов, вычисленных при переменных скоростях по общему ходу и максимальным расходам и больше отличаются от наблюдаемых. Они более симметричны относительно максимальных ординат. Из расчетов видно, что формируются гидрографы при переменных и постоянных скоростях по-разному. Например, в формировании максимальных расходов в первом случае участвует дополнительный сток с перекрывающихся площадей.

Расчеты дождевых паводков показали, что лучшее соответствие с наблюдаемыми достигается при переходном коэффициенте от скоростей в замыкающем створе к скоростям по всей гидрографической сети, равном 0,25. Для весеннего половодья эти переходные коэффициенты составляют 0,5 и 1,0.

ЛИТЕРАТУРА

1. Горошков И. Ф. Схема расчета гидрографов паводков с учетом переменных скоростей. Тр. ЛГМИ, вып. 23, 1965.
2. Ольдекоп Э. М. О генетической формуле стока. Тр. ГГИ, вып. 14(68), 1948.
3. Соколовский Д. Л. Методика построения гидрографов ливневого стока по осадкам. Тр. ГГИ, вып. 14(68), 1948.
4. Соколовский Д. Л. Речной сток. Гидрометеиздат, 1959.

ТИПИЗАЦИЯ ЕДИНИЧНЫХ ГИДРОГРАФОВ СТОКА ПО ФИЗИКО-ГЕОГРАФИЧЕСКИМ ХАРАКТЕРИСТИКАМ ВОДОСБОРОВ

В статье рассматриваются вопросы построения кривых распределения стока и гидрографов методом элементарного паводка на примере 46 водосборов в бассейне р. Амура. Показывается наличие связи между элементами кривых распределения и гидрографическими характеристиками бассейнов. Это послужило основанием для получения типовых кривых распределения стока. Типовые кривые соответствуют определенным сочетаниям значений гидрографических характеристик бассейнов и поэтому могут быть использованы для построения гидрографов паводков при отсутствии наблюдений за стоком.

Процесс формирования паводков с речных бассейнов описывается, как известно, генетической формулой стока, которая может быть написана в виде

$$Q_T = F \sum_{i=1}^n f_i (x - p)_{T-(i-1) \Delta t}, \quad (1)$$

где Q_T — расходы поверхностного стока в текущие единицы времени T ;

F — площадь водосбора;

f_i — относительные ординаты кривой распределения стока водосбора;

n — число ординат кривой распределения;

$(x - p)$ — эффективные осадки, т. е. осадки x за вычетом потерь p .

Формула (1) может быть применена для расчета гидрографов паводков на водосборах, не имеющих наблюдений за стоком. Для этой цели каждому бассейну должны быть установлены расчетный слой осадков и их типовое распределение, возможный слой потерь или коэффициенты стока, а также кривая распределения стока. Расчетный слой и типовая кривая хода осадков могут быть определены для данного климатического района путем обработки и соответствующих расчетов осадков по данным самописцев дождей и осадкомеров. Эти расчеты могут быть выполнены по метеостанциям, расположенным в речном бассейне, или по пунктам данного климатического района.

Расчет потерь обычно производится по уравнению водного баланса для бассейнов, имеющих данные одновременных наблюдений по осадкам и стоку. Величины суммарных потерь зависят от физико-географических условий и их значения могут быть районированы для различных ландшафтных зон.

Таким образом, имеется принципиальная возможность определения осадков и величин потерь для любого бассейна. Конечно, практическое решение этих задач имеет ряд теоретических, методических и практических трудностей, но их рассмотрение не входит в задачу данной работы.

Остается третья задача — определение ординат кривых распределения стока для бассейнов. Очевидно, что эти кривые должны быть индивидуальными для каждого бассейна и условий стока.

Разработке методов построения кривых распределения стока посвящено большое число исследований. В некоторых кривые распределения стока заменены кривыми распределения площадей одновременного стекания. Наиболее распространены методы русловых и склоновых изохрон, идограммы бассейна.

Широко известным методом построения кривых распределения стока является метод элементарного паводка, предложенный Л. К. Шерманом. В основе метода лежит предпосылка о том, что продолжительность паводочного стока, вызванного достаточно интенсивными осадками, и относительное распределение стока внутри паводка постоянны для каждого бассейна.

Исследование применимости метода элементарного паводка выполнено для различных водосборов в бассейне р. Амура.

Обширный бассейн р. Амура может быть подразделен на четыре отличных друг от друга района. Это Верхний Амур, включающий бассейны рек Шилка и Аргунь, Средний Амур с реками Зея и Бурея, Нижний Амур, включающий ряд сравнительно небольших рек, как Бира, Биджан, Тунгуска, Амгунь и район Приморского края, включающий бассейн реки Уссури. Эти четыре области, имея общие черты, разнятся друг от друга в климатическом и ландшафтном отношении. Бассейн Верхнего Амура представляет собой сочетание полупустынь и степей на юге с тайгой на севере. На Среднем Амуре северная тайга сменяется на юге черноземными степями. Нижний Амур представлен тайгой с обширными заболоченными пространствами, в Приморском крае преобладают лиственные и широколиственные леса. В отношении климата наблюдается увеличение влажности и количества выпадающих осадков в восточном направлении. Для всего бассейна р. Амура характерно преобладание летних осадков над зимними. Летние осадки составляют повсеместно 75—95% от годовой суммы. Происхождение осадков связано с муссонной циркуляцией. Направление движения воздушных масс в летнее время с востока и юга. Осадки в летнее время, как правило, связаны с прохождением серий циклонов и тайфунов в Приморье. Все это приводит к выпадению дождей, которые охватывают обширные территории и к прохождению на реках высоких летних паводков, нередко принимающих характер катастрофических наводнений. Паводковый период продолжается в течение всего лета, с июня по сентябрь. Паводки представляют собой сложные серии, состоящие из отдельных волн.

Применимость метода элементарного паводка исследована на 46 водосборах, расположенных в различных районах амурского бассейна. Расположение этих водосборов по территории совершенно случайно. Но бассейны подобраны так, чтобы они имели различные гидрографические характеристики. Так, значения морфометрических характеристик находятся в диапазонах: площади водосборов 50—40 000 км², уклоны рек 0,5—40‰, заболоченность бассейнов 0—35%, средние высоты водосборов 100—1000 м над уровнем моря.

Для всех бассейнов методом элементарного паводка построены кривые распределения стока. В качестве расчетных приняты графически осредненные кривые. При осреднении для каждого водосбора использовано не менее десяти кривых распределения. Следует отметить, что для водосборов с большим процентом заболоченности и площадями 30—40 тыс. км² затрудняется подбор элементарных паводков. Примеры кривых распределения стока даны на рис. 1. Ординаты осредненных кривых распределения приведены в табл. 1.

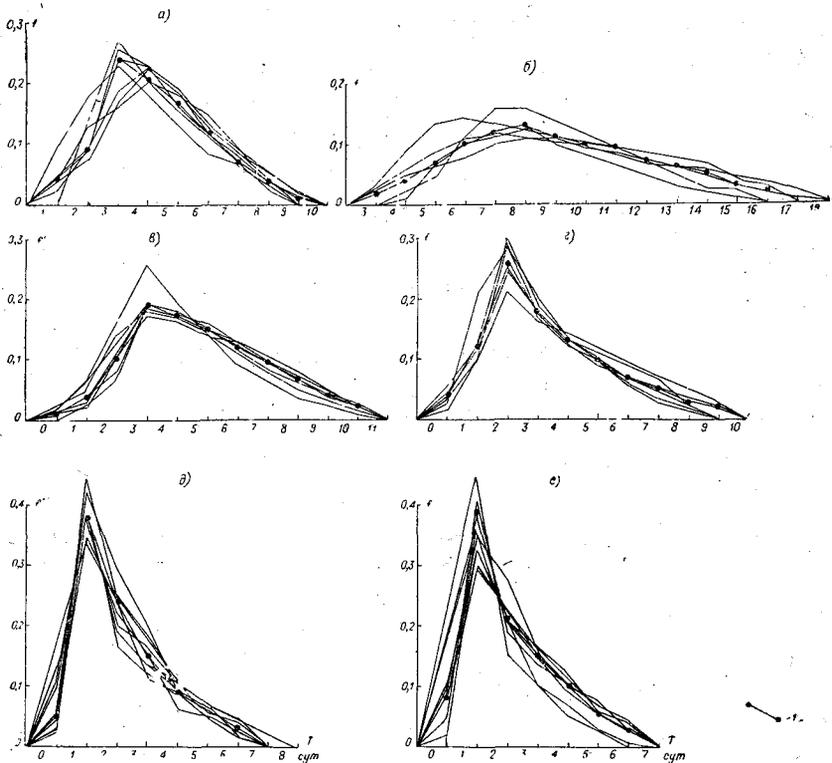


Рис. 1. Примеры кривых распределения стока: а — р. Малая Бира, с. Бирушка, $F = 694 \text{ км}^2$, $H = 142 \text{ м}$, $f_6 = 14\%$, $I_{\text{ср}} = 2,20/_{00}$, $I_{\text{ср.в}} = 1,30/_{00}$; б — р. Амгунь, с. Гуга, $F = 41\,000 \text{ км}^2$, $H = 610 \text{ м}$, $f_6 = 11\%$, $I_{\text{ср}} = 2,30/_{00}$, $I_{\text{ср.в}} = 1,20/_{00}$; в — р. Кур, устье р. Синка, $F = 11\,400 \text{ км}^2$, $H = 544 \text{ м}$, $f_6 = 7\%$, $I_{\text{ср}} = 2,50/_{00}$, $I_{\text{ср.в}} = 1,60/_{00}$; г — р. Урми, с. Кукан, $F = 10\,200 \text{ км}^2$, $H = 648 \text{ м}$, $f_6 = 2\%$, $I_{\text{ср}} = 7,10/_{00}$, $I_{\text{ср.в}} = 4,10/_{00}$; д — р. Кульдур, ст. Известковая, $F = 1080 \text{ км}^2$, $H = 546 \text{ м}$, $f_6 = 1\%$, $I_{\text{ср}} = 6,50/_{00}$, $I_{\text{ср.в}} = 5,20/_{00}$; е — р. Каменушка, с. Лондоко, $F = 1380 \text{ км}^2$, $H = 646 \text{ м}$, $f_6 = 3\%$, $I_{\text{ср}} = 9,70/_{00}$, $I_{\text{ср.в}} = 6,1\%$:
I — средние кривые распределения стока

Для всех водосборов по генетической формуле стока выполнены расчеты гидрографов паводков с использованием кривых распределения стока, полученных методом элементарного паводка. Рассчитывались как отдельные простые волны паводков, так и сложные паводки, состоящие из серии простых. При этом осадки и коэффициенты стока брались фактическими, чтобы можно было выявить влияние только точности построения кривых распределения стока. Примеры сопоставления вы-

численных и наблюдаемых гидрографов даны на рис. 2. Во всех случаях наблюдалось вполне удовлетворительное совпадение наблюдаемых и вычисленных паводков. Максимальные отклонения максимумов таких паводков в пределах 0—25%, причем в большинстве случаев паводки наблюдаемые и вычисленные хорошо совпадают и по времени. Все это показывает применимость метода элементарного паводка для расчета гидрографов паводков по генетической формуле.

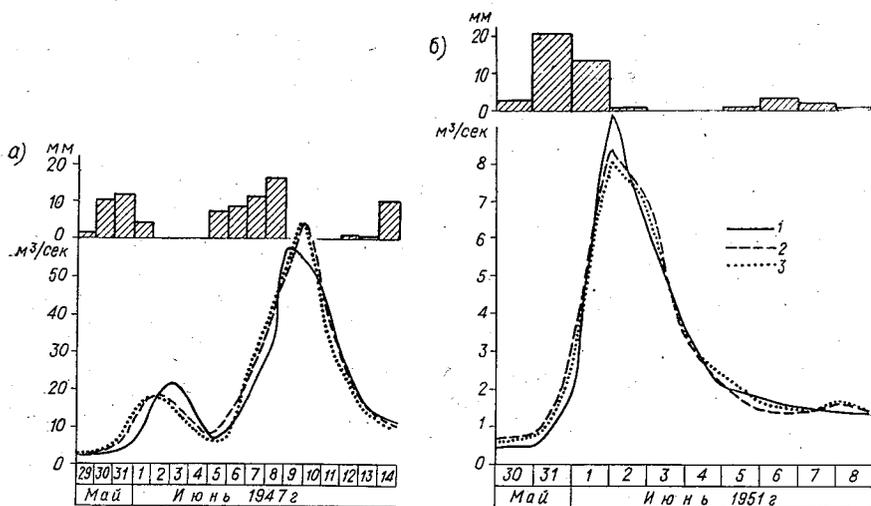


Рис. 2. Сопоставление наблюдаемых и вычисленных гидрографов паводков: а — р. Кульдур, ст. Известковая; б — р. Кичмари, с. Малмыж. 1 — наблюдаемый гидрограф, 2 — вычисленный по средней кривой распределения стока, 3 — вычисленный по типовой кривой распределения стока гидрограф

Однако, как следует из существа метода элементарного паводка, этот способ может быть использован лишь при наличии данных совместных наблюдений за осадками и стоком, т. е. основные задачи расчетов по генетической формуле — проектирование гидрографов на неизученных водосборах или прогноз паводков — на них не могут быть решены прямым путем.

В работе произведено сопоставление основных элементов и вида кривых распределения стока и паводков с гидрографическими характеристиками водосборов. Значения величин таких элементов, как максимальная ордината кривой распределения f_{\max} , время сдвига максимумов осадков и стока $\tau_{\text{сдв}}$, бассейное время добегания τ_0 и др., зависят от таких характеристик, как величина площади водосбора, средняя высота бассейна, уклон реки, заболоченность. Эта зависимость качественная и проявляется для рек каждой географической области. Прежде всего сказывается влияние площади водосбора. При увеличении площади увеличиваются временные характеристики, как время добегания и сдвига максимумов осадков и стока, но уменьшается значение максимальной ординаты кривой распределения стока. Кривые распределения стока на больших водосборах имеют плавную форму с пологими ветвями подъема и спада, несколько центральных ординат имеют значения, близкие к максимальной, а одна-три начальных ординаты нулевые. Кривые распределения малых водосборов имеют малую продолжительность, максимальные ординаты составляют около 50% от общей суммы ординат, ветви спада и особенно подъема крутые, нулевых ординат нет.

Ординаты осредненных кривых

№ п/п	Река—пункт	Площадь водосбора F, км ²	Средняя высота бассейна, м	Заболоченность, %	Уклон, ‰		Бассейновое время добега- ния, сут	Время сдвига максимум осадков и стока, сут
					средний	средне-взвешенный		
Верхний								
1	Учирка—с. Бытэв	462	950	12	4,9	4,3	7	2
2	Туров—с. Туров	573	912	13	4,8	3,3	8	2
3	Никишка—с. Атамановка	575	1020	6	7,3	5,5	7	1
4	Урульга—ст. Урульга	992	887	5	6,3	5,6	7	2
5	Желтуга—с. Соболино	1340	764	5	11	8,2	7	2
6	Амазар—г. Могоча	1020	879	24	9,7	5,0	7	1
Средний								
7	Ток—пр-к Николаевский	3820	884	11	4,8	4,6	8	1
8	Брянта—с. Брянта	14000	566	17	2,2	1,3	9	2
9	Гиллой—у перевоза	21100	714	10	1,3	0,7	13	3
10	Тында—с. Тында	4060	752	4	6,3	3,8	9	1
11	Уркан—с. Заречное	15700	571	15	1,5	0,9	11	2
12	Нора—устье р. Эльги	9630	586	16	5,0	2,3	9	2
13	Половинка—с. Болдыревка	344	245	13	0,8	0,8	7	1
14	Дубликан—в 4,0 км от устья	2220	600	10	6,3	5,2	8	1
15	Туюн—в 3,0 км от устья	3420	718	9	2,9	2,5	7	1
Нижний								
16	Архара—мет. ст. Хара	1090	418	6	3,5	3,4	6	1
17	Архара—с. Аркадьевка	8160	443	6	2,2	1,2	9	2
18	Малая Бира—с. Бирушка	694	142	14	2,2	1,3	9	3
19	Бира—ст. Биракан	2910	416	3	1,4	0,8	8	2
20	Бира—г. Биробиджан	7560	425	6	1,2	0,8	11	2
21	Сутара—ст. Известковая	1570	344	5	1,7	0,9	7	2
22	Кульдур—ст. Известковая	1080	546	1	6,5	5,2	6	1
23	Каменушка—ст. Лондоко	1380	646	3	9,7	6,1	6	1
24	Икура—г. Биробиджан	155	161	20	6,5	2,0	8	2
25	Урми, притока Чалбух—с. Кукан	10600	648	2	7,1	4,1	9	2
26	Кур—устье руч. Синки	11400	544	7	2,5	1,6	11	3
27	Дарга—с. Голубичное	859	108	34	2,3	0,7	10	2
28	Черная—с. Черная Речка	197	58	3	2,4	1,1	7	2
29	Кичмари—ст. Малмыж	61,6	190	—	11,0	4,6	6	1
30	Горин—с. Бактор	18300	292	24	4,1	1,8	12	4
31	Горин—с. Таланда	21700	300	21	3,7	1,4	12	4
32	Амгунь—ст. Ирумка	3750	1033	—	7,1	4,2	6	1
33	Амгунь—с. Гуга	41000	610	11	2,3	1,2	16	8
34	Гугинка—с. Гуга	56,5	314	—	23,9	18,8	6	1
35	Тунгуска—с. Архангеловка	29400	471	13	3,8	1,4	16	5
Приморский								
36	Улахе—с. Бреевка	1800	729	—	10,6	7,1	10	1
37	Сыдагау—с. Извилинка	1160	811	—	12,0	7,8	10	1
38	Каменка—с. Каменка	138	629	—	39,6	21,4	7	1
39	Перевальная—с. Верхние Лужки	99,0	616	—	18,7	12,7	8	1
40	Хонихеза—с. Варфоломеевка	235	280	<1	12,6	6,8	7	1
41	Шетуха—с. Крыловка	1070	260	19	6,5	3,1	11	3
42	Тамга—с. Тамга	492	176	12	6,6	2,3	7	2
43	Белая—с. Руновка	350	196	10	5,9	3,1	7	1
44	Кулешовка—с. Красный Кут	186	225	1	9,9	3,4	7	1
45	Бейшухэ—с. Покровка	1910	205	17	2,6	0,8	12	4
46	Пейшула—х. Новикова	142	460	—	26,5	22,1	7	1

Таблица I

распределения стока рек

Ординаты кривых распределения стока от дня выпадения осадков, в долях единицы

0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	----	----	----	----	----	----	----

А м у р

0,05	0,15	0,35	0,20	0,11	0,07	0,04	0,03									
0,05	0,20	0,40	0,12	0,08	0,06	0,04	0,03	0,02								
0,02	0,51	0,26	0,10	0,05	0,03	0,02	0,01									
0,08	0,16	0,35	0,18	0,10	0,07	0,04	0,02									
0,00	0,10	0,40	0,23	0,12	0,07	0,05	0,03									
0,08	0,47	0,21	0,11	0,06	0,04	0,02	0,01									

А м у р

0,04	0,50	0,20	0,10	0,07	0,04	0,03	0,01	0,01								
0,00	0,12	0,40	0,20	0,10	0,07	0,05	0,03	0,02	0,01							
0,00	0,02	0,08	0,35	0,15	0,13	0,08	0,06	0,04	0,03	0,02	0,02	0,01	0,01			
0,09	0,40	0,22	0,11	0,07	0,04	0,03	0,02	0,01	0,01							
0,00	0,08	0,32	0,19	0,12	0,08	0,06	0,05	0,04	0,03	0,02	0,01					
0,00	0,20	0,38	0,15	0,09	0,06	0,04	0,03	0,03	0,02							
0,05	0,38	0,28	0,13	0,08	0,04	0,03	0,01									
0,13	0,36	0,20	0,12	0,08	0,05	0,03	0,02	0,01								
0,00	0,55	0,24	0,10	0,05	0,03	0,02	0,01									

А м у р

0,07	0,35	0,25	0,15	0,10	0,05	0,03										
0,02	0,09	0,26	0,21	0,14	0,11	0,07	0,05	0,03	0,02							
0,00	0,04	0,09	0,24	0,21	0,17	0,12	0,07	0,04	0,01							
0,05	0,15	0,21	0,18	0,15	0,12	0,08	0,04	0,02								
0,03	0,13	0,20	0,16	0,13	0,10	0,08	0,06	0,05	0,03	0,02	0,01					
0,05	0,21	0,35	0,18	0,11	0,06	0,03	0,01									
0,05	0,38	0,24	0,15	0,09	0,06	0,03										
0,08	0,39	0,21	0,15	0,10	0,05	0,02										
0,03	0,13	0,27	0,21	0,14	0,10	0,07	0,04	0,01								
0,04	0,12	0,26	0,18	0,13	0,10	0,07	0,05	0,03	0,02							
0,01	0,04	0,10	0,19	0,17	0,15	0,12	0,09	0,07	0,04	0,02						
0,01	0,15	0,27	0,18	0,12	0,09	0,07	0,05	0,04	0,02							
0,06	0,23	0,30	0,21	0,12	0,05	0,02	0,01									
0,15	0,50	0,16	0,10	0,05	0,03	0,01										
0,02	0,04	0,08	0,12	0,16	0,15	0,13	0,10	0,08	0,06	0,04	0,02					
0,03	0,06	0,10	0,12	0,15	0,13	0,11	0,09	0,07	0,05	0,04	0,03	0,02				
0,04	0,41	0,24	0,15	0,08	0,05	0,03										
0,00	0,00	0,00	0,02	0,04	0,07	0,10	0,12	0,14	0,11	0,10	0,09	0,07	0,06	0,04	0,03	0,01
0,12	0,46	0,15	0,12	0,08	0,04	0,01										
0,01	0,02	0,04	0,07	0,11	0,13	0,12	0,10	0,09	0,07	0,06	0,05	0,04	0,03	0,03	0,02	0,01

к р а й

0,04	0,22	0,18	0,15	0,12	0,09	0,07	0,05	0,04	0,02	0,02						
0,08	0,22	0,16	0,14	0,12	0,09	0,07	0,05	0,03	0,02	0,02						
0,11	0,31	0,23	0,17	0,11	0,05	0,03	0,01									
0,08	0,31	0,19	0,14	0,10	0,08	0,05	0,03	0,02								
0,08	0,29	0,23	0,15	0,11	0,07	0,05	0,02									
0,00	0,02	0,12	0,19	0,16	0,14	0,11	0,09	0,07	0,05	0,03	0,02					
0,00	0,10	0,30	0,24	0,16	0,10	0,07	0,03									
0,00	0,30	0,27	0,17	0,12	0,08	0,04	0,02									
0,01	0,29	0,26	0,18	0,11	0,08	0,05	0,02									
0,00	0,02	0,06	0,13	0,19	0,15	0,13	0,10	0,08	0,06	0,04	0,03	0,01				
0,04	0,27	0,23	0,18	0,13	0,08	0,05	0,02									

Все это хорошо прослеживается на рис. 1, а и б, а также в табл. 1 на реках Учирка — с. Бытэв $F = 462 \text{ км}^2$ и Урульга — с. Урульга $F = 992 \text{ км}^2$ — в Верхнем Амуре, Половинка — с. Болдыревка $F = 344 \text{ км}^2$, Брянта — с. Брянта $F = 14\,000 \text{ км}^2$ и Гилюй — у перевоза $F = 21\,100 \text{ км}^2$ — в районе Среднего Амура, М. Бира — с. Бирушка $F = 694 \text{ км}^2$ и Амгунь — с. Гуга $F = 41\,000 \text{ км}^2$ — в Нижнем Амуре и Кулешовка — с. Красный Кут $F = 186 \text{ км}^2$ и Улахэ — с. Бреевка $F = 1800 \text{ км}^2$ — в Приморском крае. На сопоставляемых бассейнах резко отличаются величины площадей водосборов, тогда как другие характеристики: уклон, высота бассейна, заболоченность, имеют один порядок. На всех этих бассейнах с увеличением площади увеличиваются временные характеристики и уменьшается максимальная ордината кривой распределения стока.

Можно проследить также влияние уклона реки и высоты бассейна на элементы и вид кривой распределения стока. Так, на водосборах с одним порядком площади, но различными значениями уклонов рек и высот бассейнов значения элементов и вид кривых распределения стока отличны. При больших уклонах и высотах увеличиваются максимальные ординаты кривых распределения стока, но уменьшаются ее продолжительность подъема и спада, а также бассейновое время добегания, время сдвига максимумов осадков и стока. Это видно из сопоставления характеристик кривых распределения стока на таких реках как Урульга — ст. Урульга, Желтуга — с. Соболино и Амазар — г. Могоча — в Верхнем Амуре; Уркан — с. Заречное и Брянта — с. Брянта — в Среднем Амуре; Бира — ст. Биракан и Амгунь — мет. ст. Ирумка — в Нижнем Амуре; Шетуха — с. Крыловка и Сыдагоу — с. Извилинка — в Приморском крае. В каждой из перечисленных выше пар бассейнов величины площадей водосборов имеют близкие значения, но существенно большим является у вторых водосборов уклон водотока или высота бассейна. И во всех случаях увеличивается значение максимальной ординаты кривой распределения стока, а в некоторых случаях уменьшается продолжительность подъема кривой распределения (табл. 1 и рис. 1, в и г).

Болота, как известно, являются регулирующим сток фактором. Поэтому при больших процентах заболоченности увеличивается продолжительность паводка, бассейновое время добегания и время сдвига максимумов, уменьшаются максимальные ординаты кривых распределения стока по сравнению с незаболоченными бассейнами того же климатического района. Это видно из сравнения характеристик элементов паводков и кривых распределения на реках Сутара — ст. Известковая и Дарги — с. Голубичное (табл. 1).

Таким образом, раздельно проявляется влияние каждого из рассмотренных выше факторов. Причем увеличение площади бассейнов сказывается в основном на увеличении временных характеристик паводков и кривых распределения стока и уменьшении максимальной ординаты. Аналогично проявляется и увеличение заболоченности. Увеличение же уклона дает увеличение максимальных ординат и уменьшение временных характеристик. Необходимо отметить трудность выявления влияния каждого фактора в отдельности, так как в одном климатическом районе трудно подобрать бассейны, которые отличаются лишь каким-либо одним фактором, например только значением заболоченности; при равенстве прочих условий стока.

Обычно проявляется одновременное влияние всех факторов, но качественное направление влияния каждого фактора сказывается на результатах.

Ординаты типовых кривых распределения стока

Гидрографические характеристики бассейнов				Ординаты кривых распределения стока от дня выпадения осадков, в долях единицы																
площадь водосбора, км ²	высота бассейна, м	уклон реки, ‰	заболоченность, %	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
Верхний Амур																				
400—600	> 1000	2—3	5	0,02	0,51	0,26	0,10	0,05	0,03	0,02	0,01									
400—600	900—1000	4—5	10—15	0,05	0,18	0,38	0,16	0,09	0,06	0,04	0,03	0,01								
1000	900	5—10	25	0,08	0,47	0,21	0,11	0,06	0,04	0,02	0,01									
1000—1500	800—900	5—10	5	0,04	0,14	0,38	0,20	0,11	0,07	0,04	0,02									
Средний Амур																				
< 500	250	1	15	0,05	0,38	0,28	0,13	0,08	0,04	0,03	0,01									
2000—4000	750—900	3—5	10	0,02	0,52	0,22	0,10	0,06	0,04	0,03	0,01									
2000—4000	600—750	4—6	5—10	0,11	0,38	0,21	0,12	0,08	0,04	0,03	0,02	0,01								
10000	600	3—5	15	0,20	0,38	0,15	0,09	0,06	0,04	0,03	0,03	0,02								
15000	600	1—2	15	0,0	0,10	0,36	0,20	0,11	0,08	0,05	0,04	0,03	0,02	0,01						
20000	700	1—1,5	10	0,0	0,02	0,08	0,35	0,15	0,13	0,08	0,06	0,04	0,03	0,02	0,02	0,01	0,01			
Нижний Амур																				
50—100	200—300	10—20	—	0,14	0,48	0,15	0,11	0,07	0,04	0,01										
100—200	150	6	20	0,03	0,13	0,27	0,21	0,14	0,10	0,07	0,04	0,01								
200	50	1—2	3	0,06	0,23	0,30	0,21	0,12	0,05	0,02	0,01									
700—900	100—150	1—2	15—35	0,03	0,12	0,26	0,20	0,14	0,10	0,07	0,04	0,03	0,01							
1000—1500	500—700	5—10	1—5	0,07	0,39	0,24	0,14	0,09	0,05	0,02										
1500—3000	300—400	1—2	5	0,05	0,18	0,28	0,18	0,13	0,09	0,05	0,03	0,01								
3000—4000	1000	5—7	—	0,04	0,41	0,24	0,15	0,08	0,05	0,03										
7000—8000	400—500	1—2	6	0,02	0,10	0,23	0,19	0,14	0,11	0,07	0,06	0,04	0,03	0,01						
10000	600—700	5—7	1—2	0,03	0,13	0,25	0,18	0,14	0,10	0,07	0,05	0,03	0,02							
11000—12000	500—600	1—2	5—10	0,01	0,04	0,10	0,19	0,17	0,15	0,12	0,09	0,07	0,04	0,02						
20000	300	4	20—25	0,02	0,05	0,09	0,12	0,16	0,14	0,12	0,10	0,07	0,03	0,04	0,02	0,01				
40000	600	2	10	0,00	0,00	0,00	0,02	0,04	0,07	0,10	0,12	0,14	0,11	0,10	0,09	0,07	0,06	0,04	0,03	0,01
Приморский край																				
100—150	600	20—40	—	0,10	0,31	0,21	0,15	0,11	0,06	0,04	0,02									
150—250	250—450	10—25	1	0,04	0,28	0,24	0,17	0,12	0,08	0,05	0,02									
350—500	≥ 200	6	10	0,00	0,20	0,29	0,20	0,14	0,09	0,05	0,03									
1000	800	12	—	0,08	0,22	0,16	0,14	0,12	0,09	0,07	0,05	0,03	0,02	0,02						
1000	250	6	20	0,00	0,02	0,12	0,19	0,16	0,14	0,11	0,09	0,07	0,05	0,03	0,02					
2000	700	10	—	0,04	0,22	0,18	0,15	0,12	0,09	0,07	0,05	0,04	0,02	0,02						
2000	200	1—3	17	0,00	0,02	0,06	0,13	0,19	0,15	0,13	0,10	0,08	0,06	0,04	0,03	0,01				

Наличие качественной связи между временными характеристиками паводков, некоторыми элементами кривых распределения стока и морфометрическими характеристиками бассейнов навело на мысль о возможной связи всей кривой распределения стока с гидрографическими характеристиками бассейнов.

Для этой цели в пределах каждого района были объединены в отдельные группы бассейны, у которых все основные характеристики: площадь водосбора, высоты бассейна, заболоченность и уклоны водотоков имеют близкие значения. Примеры кривых распределения стока бассейнов даны на рис. 1, *д* и *е*. Во всех областях получено 12 групп, причем в каждой группе объединены не менее двух водосборов.

Кроме того, учтены и отдельные единичные бассейны, на которых проявляются изложенные выше закономерности влияния физико-географических характеристик бассейнов на вид кривой распределения стока.

Для каждой группы бассейнов вычислены средние кривые распределения стока, которые являются типовыми для выделенных диапазонов гидрографических характеристик в пределах каждого района (табл. 2). По типовым кривым распределения приведены поверочные расчеты гидрографов паводков для простых, а также и сложных паводков в различных районах (см. рис. 2).

Расчет по типовым кривым дает вполне удовлетворительные результаты. Подобные расчеты выполнены массово на всех других водосборах, которые входят в соответствующие группы. Результаты во всех сопоставлениях аналогичные, отклонения максимальных вычисленных и наблюдаемых расходов в пределах 0—25%. Наблюдается согласованность в ходе сложных наблюдаемых и вычисленных паводков. Это дает основание использовать типовые кривые распределения для расчета гидрографов паводков на неизученных водосборах, имеющих основные гидрографические характеристики (площадь, уклон, высота бассейна, заболоченность) в диапазонах, присущих тому или иному типу.

Представленные в табл. 2 типы бассейнов не являются исчерпывающими для рассмотренных районов. Они не охватывают всего разнообразия бассейнов, которое встречается в каждом районе. Произведенная типизация доказывает лишь ее принципиальную возможность. Поверочные же расчеты показывают приемлемость ее для практических расчетов, возможность использования метода элементарного паводка на водосборах, не имеющих наблюдений по стоку.

ЛИТЕРАТУРА

1. Алехин Ю. М. Краткосрочные прогнозы стока на равнинных реках. Гидрометеоздат, 1956.
2. Санин Г. А. О сущности и форме элементарного паводка. Тр. ГГИ, вып. 10, 1940.
3. Соловьева Н. Н. Расчет гидрографов дождевых паводков в бассейне Нижнего Амура. Тр. ЛГМИ, вып. 23, 1968.
4. Gray D. M. Synthetic Unit Hydrographs for Small Watersheds. Journal of the Hydraulics Division. Proceedings of the American Society of Civil Engineers. 1961, m. 87, Ny 4.

В. Г. Гвоздева

ФУНКЦИИ СПЕКТРАЛЬНОЙ ПЛОТНОСТИ РЯДОВ НАБЛЮДЕНИЙ И ОПЫТ ПРИМЕНЕНИЯ ИХ ДЛЯ АНАЛИЗА ЦИКЛИЧНОСТИ ГОДОВОГО СТОКА РЕК ЕТС

Изложены в общих чертах теория функций спектральной плотности и результаты вычисления последних для рядов годового стока на 70 реках ЕТС. Дана ориентировочная схема районирования рек ЕТС в зависимости от спектрального состава их годового стока.

Как известно, большое внимание в гидрологии уделяется исследованиям многолетней цикличности годового стока. Этим занимались и занимаются многие ученые, в частности Л. К. Давыдов, П. С. Кузин, А. В. Шнитников и др. Цель подобных исследований — определение средних периодов и амплитуд цикличности стока на разных реках и анализ территориального распределения этих параметров.

Аналогичную цель преследует и данная работа, но для достижения ее выбран несколько иной путь, а именно — путь анализа спектрального состава цикличностей годового стока. Мы исходили при этом из того, что одинаковая цикличность стока на разных реках (в смысле одинаковых средних периодов и амплитуд колебаний) в принципе может иметь разный спектральный состав, т. е. набор ее гармонических составляющих. Поэтому исследования спектров цикличностей способны, по нашему мнению, дать большую информацию о последних, чем исследования лишь их средних периодов и амплитуд.

Начнем с весьма краткого и общего изложения (по материалам [1, 3]) теории так называемой функции спектральной плотности временного ряда, являющейся инструментом данного исследования.

Предположим, имеется простейший периодический процесс

$$\begin{aligned}\psi(t) &= \alpha \cos \lambda t + \gamma \sin \lambda t, \\ M\alpha\gamma &= 0, \quad M\alpha^2 = M\gamma^2 = b.\end{aligned}\tag{1}$$

Определим его корреляционную функцию

$$R(\tau) = M[\psi(t)\psi(t-\tau)],\tag{2}$$

где $\tau = 1, 2, \dots$ — величины сдвига во времени между коррелируемыми значениями процесса $\psi(t)$.

Подставляя (1) в (2), имеем

$$\begin{aligned} R(\tau) &= M [\alpha \cos \lambda t + \gamma \sin \lambda t] [\alpha \cos \lambda (t - \tau) + \gamma \sin \lambda (t - \tau)] = \\ &= M \{ \alpha^2 \cos \lambda t \cos \lambda (t - \tau) + \alpha \gamma [\cos \lambda t + \sin \lambda (t - \tau) + \\ &\quad + \sin \lambda t \cos \lambda (t - \tau)] + \gamma^2 \sin \lambda t + \sin \lambda (t - \tau) \} = \\ &= b [\cos \lambda \cos \lambda (t - \tau) + \sin \lambda t \sin (t - \tau)] = b \cos \lambda t, \end{aligned} \quad (3)$$

т. е. корреляционная функция процесса (1) так же будет периодической. Переходя к более сложному процессу

$$\begin{aligned} \psi(t) &= \sum_{k=1}^m (\alpha_k \cos \lambda_k t + \gamma_k \sin \lambda_k t) \\ (M\alpha_k \gamma_p &= 0 \text{ при любых } k, p; M\alpha_k^2 = M\gamma_k^2 = b_k), \end{aligned} \quad (4)$$

получим для него по аналогии с (3):

$$R(\tau) = \sum_{k=1}^m b_k \cos \lambda_k \tau, \quad (5)$$

а в пределе $m \rightarrow \infty$ соответственно

$$R(\tau) = 2 \int_0^{\infty} \cos \lambda \tau dF(\lambda), \quad (6)$$

где $F(\lambda)$ — предел суммы амплитуд $\sum_{k=1}^m b_k$ в (5) при $m \rightarrow \infty$ и разностях смежных частот $\lambda_k - \lambda_{k+1} = \Delta t \rightarrow 0$.

Функция $F(\lambda)$ представляет собой симметричную ограниченную функцию распределения, всюду дифференцируемую при условии

$$|R(\tau)| d\tau < \infty; \quad (7)$$

иначе говоря, когда функция $R(\tau)$ при $|\tau| \rightarrow \infty$ уменьшается столь быстро, что выполняется условие (7), функция $F(\lambda)$ может быть представлена в виде:

$$F(\lambda) = \int_{-\infty}^{\lambda} S(\lambda) d\lambda, \quad (8)$$

т. е. будет иметь производную

$$S(\lambda) = F'(\lambda), \quad (9)$$

где $S(\lambda)$ и есть функция спектральной плотности процесса $\psi(t)$ при $m \rightarrow \infty$ в равенстве (4).

В отличие от $F(\lambda)$, являющейся функцией распределения суммы квадратов амплитуд (т. е. суммы энергий) колебаний, образующих процесс $\psi(t)$, функция $S(\lambda)$ описывает плотность (частоту) этих величин; так как $F(\lambda)$ — ограниченная и неубывающая, то ее производная существует почти всюду, неотрицательна ($S(\lambda) \geq 0$) и интеграл от нее ограничен.

Учитывая (8), имеем из (6)

$$R(\tau) = 2 \int_0^{\infty} \cos \lambda \tau S(\lambda) d\lambda, \quad (10)$$

откуда следует по формуле обращения интеграла Фурье

$$S(\lambda) = \frac{2}{\pi} \int_0^{\infty} R(\tau) \cos \lambda \tau d\tau. \quad (11)$$

По этому равенству и производятся обычно вычисления спектральной плотности рассматриваемого процесса. О физическом смысле $S(\lambda)$ будет сказано ниже, а пока коротко остановимся на технической стороне дела — способе вычисления $S(\lambda)$ по (11).

Для использования (11) требуется иметь корреляционную функцию $R(\tau)$ рассматриваемого процесса, например, ряда годового стока $Q(t)$ (Q — среднегодовые расходы). Вычисления $R(\tau)$ обычно исходят из широко известного равенства для определения коэффициента корреляции x по y

$$R_{xy} = \frac{\Sigma (x - x_0) (y - y_0)}{\sqrt{\Sigma (x - x_0)^2 \Sigma (y - y_0)^2}}, \quad (12)$$

где x_0 и y_0 — нормы рядов $x(t)$ и $y(t)$.

Если коррелируются члены одного и того же ряда $Q(t)$, то каждый член этого ряда одновременно является и переменной x и переменной y . Предположим, что число членов в ряду $Q(t)$ равно n , а коррелирование их производится при сдвиге τ лет между ними. Понятно, что рядом $x(t)$ в этом случае будут являться члены $Q(t)$ от первого до $(n - \tau)$ -го, а рядом $y(t)$ — члены от $(1 + \tau)$ до n . Обозначая нормы этих двух рядов через $x_0 = \bar{Q}_1$ и $y_0 = \bar{Q}_{1+\tau}$, получим из (12) равенство

$$R(\tau) = \frac{\sum_{i=1}^{n-\tau} (Q_i - \bar{Q}_1) (Q_{i+\tau} - \bar{Q}_{1+\tau})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n-\tau} (Q_i - \bar{Q}_1)^2 \sum_{i=1}^{n-\tau} (Q_{i+\tau} - \bar{Q}_{1+\tau})^2}}, \quad (13)$$

где \bar{Q}_1 — норма ряда годового стока от первого до $(n - \tau)$ -го члена; n — общее число членов ряда;

$\bar{Q}_{1+\tau}$ — норма ряда от $(1 + \tau)$ -го до n -го члена.

Это равенство и использовалось нами для определения $R(\tau)$ рядов годового стока; вычисления производились для всех целочисленных значений τ от 1 до 30 по стандартной программе на машине БЭСМ-2 в вычислительном центре Математического института АН СССР.

После вычисления $R(\tau)$, переходят к определению самой функции $S(\lambda)$ по (11); обычно это производится численным методом трапецидальных характеристик, суть которого состоит в аппроксимации функции $R(\tau)$ ломаной кривой и вычислении параметров образующихся при этом трапеций.

Если обозначить ординаты и абсциссы переломных точек аппроксимирующей $R(\tau)$ ломаной кривой соответственно через R_i и τ_i (i — номер переломных точек от начала функции $R(\tau)$), то в конечном виде интеграл (11) может быть приближенно представлен в виде

$$S(\lambda) = \frac{2}{\pi} \sum_{i=1}^n (r_i t_i) a_i b_i, \quad (14)$$

где $r_i = R_i - R_{i+1}$ — разности ординат соседних переломных точек ломаной кривой, аппроксимирующей функцию $R(\tau)$;

$$t_i = \tau_i + \Delta_i \text{ — абсциссы середин между этими точками;}$$

$$\Delta t = \frac{\tau_{i+1} - \tau_i}{2} \text{ — полурасстояние по оси абсцисс между соседними}$$

$$\text{переломными точками } R_{i+1} \text{ и } R_i;$$

$$a_i = \frac{\sin t_i \lambda}{t_i \lambda}; \quad b_i = \frac{\sin \Delta_i \lambda}{\Delta_i \lambda}.$$

Вычисления по (14) так же производились нами на машине БЭСМ-2 для значений круговой частоты

$$\lambda = \frac{2\pi}{T} \quad (15)$$

(T — абсолютные периоды гармонических составляющих в годах) через интервалы $0,03 = \text{const}$ (т. е. для $\lambda = 0,03; 0,06; \dots$) в диапазоне $\lambda = 0,03 \text{—} 2,10$ при следующих постоянных параметрах в равенстве (14): $t_i = 1 = \text{const}$ и $\Delta_i = 0,5 = \text{const}$.

Несколько слов о физическом смысле функции спектральной плотности. Как следует из изложенного, функция $S(\lambda)$ может быть использована для выявления периодических составляющих временных рядов, в частности годового стока. По этому признаку она аналогична, например, периодограмме Шустера (использованной нами в [2]), но положительно отличается от последней значительно большей детализацией и, главное, гораздо большей разрешающей способностью, в смысле выявления гармоник больших периодов в сравнительно коротких рядах наблюдений.

Для более наглядного представления о физической сущности $S(\lambda)$ мы произвольно задались тремя искусственными рядами, один из которых представлял собой правильную синусоиду с периодом $T = 8$ единиц и амплитудой $A = 1$:

$$z_1(t) = A \sin \frac{2\pi}{T} t = \sin \frac{2\pi}{8} t,$$

второй являлся суммой двух синусоид с периодами $T_1 = 8$ и $T_2 = 12$ единиц и амплитудами $A_1 = A_2 = 1,0$:

$$z_2(t) = \sum_{i=1}^2 A_i \sin \frac{2\pi}{T_i} t = \sin \frac{2\pi}{8} t + \sin \frac{2\pi}{12} t,$$

а третий — суммой двух синусоид с этими же периодами, но разными амплитудами $A_1 = 1,0$ и $A_2 = 2,0$.

Генерирование трех рядов производилось для всех целочисленных $t = 1, 2, \dots, 70$ на машине БЭСМ-2. Затем для этих рядов по равенствам (13) и (14) были вычислены функции $R(\tau)$ и $S(\lambda)$; последние показаны на рис. 1. По горизонтальным осям графиков отложены значения круговой частоты λ и соответствующие им по (15) абсолютные значения периодов T .

Из графиков видно, что функции $S(\lambda)$ точно регистрируют спектральный состав рассмотренных рядов: на первом графике (рис. 1, а) пик спектрограммы точно соответствует периоду $T = 8$ единиц, а на втором и третьем (рис. 1, б и в) — периодам 8 и 12 единиц. Кроме основных пиков, на всех спектрограммах оказались симметрично расположенные небольшие пики, видимо, псевдорезонансного характера. Очевидно, последние могут наблюдаться на спектрограммах любых процессов, и поэтому нижние участки спектрограмм желательно исключать

из рассмотрения, в частности, в рассматриваемых далее спектрограммах годового стока нижние их участки до значений $S(\lambda) = 0,5$ были исключены (по прямой, параллельной горизонтальной оси).

Далее, из графиков рис. 1, б и в следует, что соотношения ординат пиков для периодов $T = 8$ и $T = 12$ соответственно равны 1,0 и 0,5, т. е. равны соотношениям амплитуд синусоид во втором и третьем рядах ($\frac{A_1}{A_2} = 1,0$ — во втором ряду и $\frac{A_1}{A_2} = 0,5$ — в третьем).

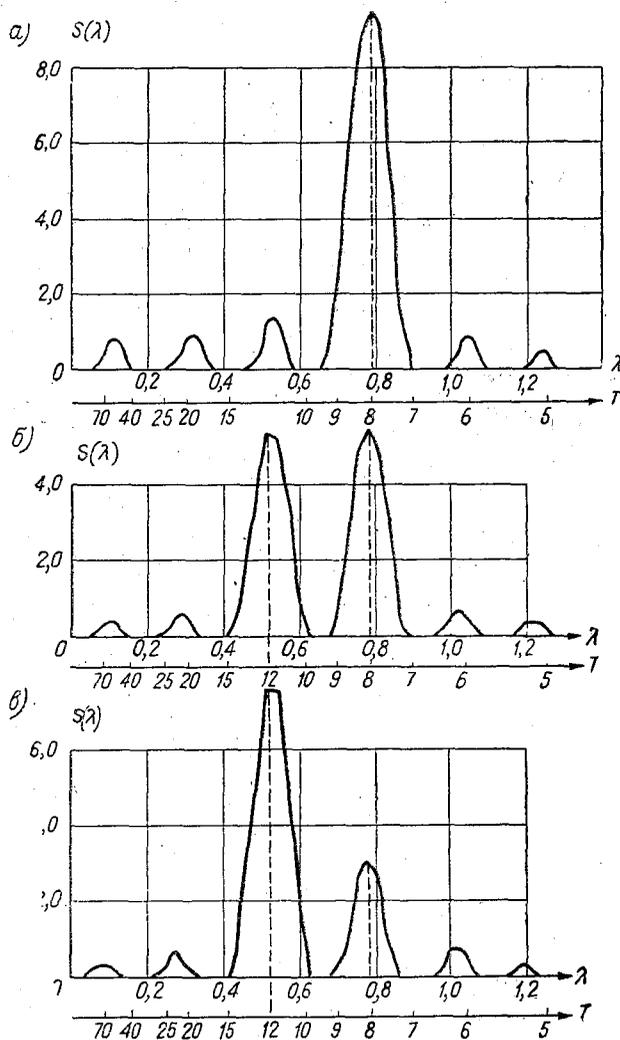


Рис. 1. Функции спектральной плотности искусственных рядов

Таким образом, спектрограмма процесса характеризует не только величины периодов его гармоник, но может быть использована (что следует и из теории) для приближенной оценки соотношения их амплитуд.

Перейдем к краткому изложению предварительных результатов анализа функций спектральной плотности годового стока рек СССР.

Нами были вычислены функции $S(\lambda)$ годового стока для 70 створов на реках ЕТС и в бассейне Средней Оби с площадями водосборов от 2200 до 1 350 000 км² и периодами наблюдений от 40 до 150 лет.

В рамках данной статьи естественно нельзя привести и проанализировать все 70 функций спектральной плотности и поэтому ограничимся групповым их описанием. Как правило, спектрограммы годового стока на всех реках в интервале абсолютных периодов $T = 3-105$ лет имеют вид трех или четырех пиков с заметно различными, однако, на

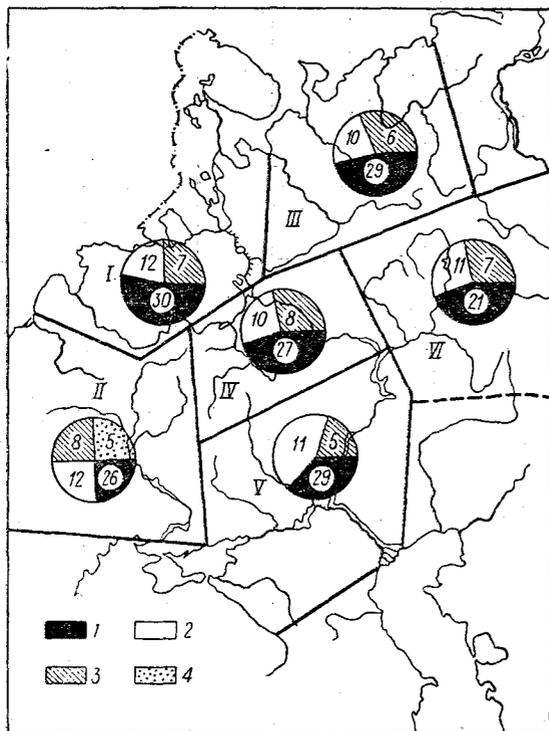


Рис. 2. Схема районирования рек ЕТС по спектральным функциям годового стока

разных реках координатами их вершин, т. е. различными периодами и удельными весами основных гармонических составляющих. По признаку совпадения основных характерных особенностей спектрограмм, а именно: величине периодов и относительных удельных весов основных гармоник, всю территорию ЕТС, включая и бассейн Средней Оби, предлагается разбить на 6 районов, обозначенных на рис. 2 римскими цифрами. В каждый из этих районов входит примерно 8—12 рассмотренных нами створов. Для наглядного представления о характерных особенностях спектрального состава годового стока в каждом районе показаны спектрограммы для одной реки из каждого района (рис. 3). Эти спектрограммы позволяют заметить следующее:

I район (северо-западный) р. Нева—Петрокрепость. Характеризуется наличием трех ясно выраженных гармоник, резко преобладающих над всеми остальными. Это гармоники с периодами 6—7, 12—14 и 30—40 лет. Амплитуды последних гармоник примерно в 3 раза превышают амплитуды первых (рис. 3, а).

II район (западный) р. Днепр—Речица. Характеризуется многопиковостью спектрального состава: четыре группы гармонических составляющих (учитывая, как отмечено выше, лишь значения $S(\lambda) \geq 0,5$); т. е. гармоники с периодами 5—6, 8—9, 12—14 и 26—30 лет. Удельные веса всех гармоник примерно одинаковы, а по отношению ко второй гармонике для р. Нева-Петрокрепость примерно в 2—2,5 раза меньше (рис. 3, б).

III район (северный) р. Сухона—Каликино. Характеризуется в основном тремя группами гармоник с периодами 6—7, 9—11 и 25—35 лет. Удельный вес гармоник последней группы преобладает. Удель-

ные веса первой и второй групп составляют примерно 0,8 и 0,5 от удельного веса третьей группы (рис. 3, в).

IV район (центральный) р. Волга—Горький. Характеризуется тремя группами гармоник с периодами 7—8, 9—11 и 27—35 лет. Преобладающей по амплитудам является последняя группа; по отношению к ней амплитуды гармоник двух других групп находятся в примерном соотношении 0,5 (рис. 3, г).

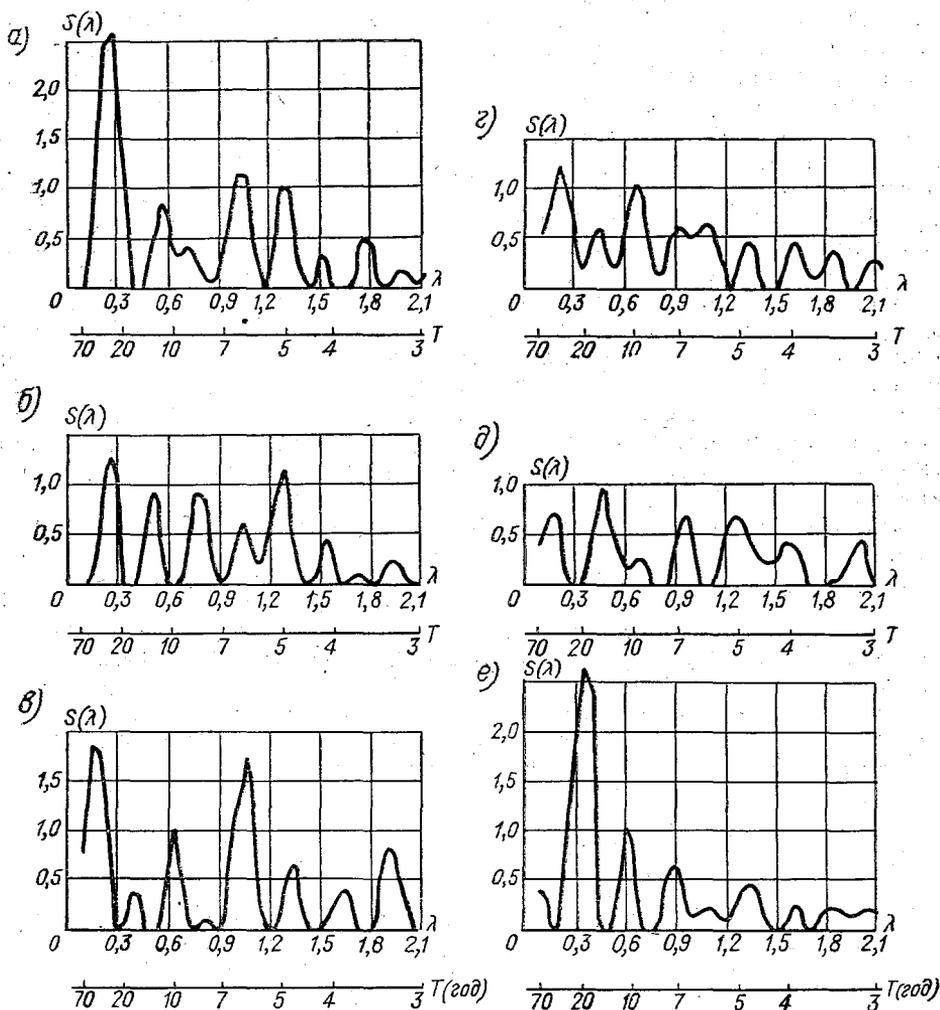


Рис. 3. Функции спектральной плотности рядов годового стока: а — р. Нева—Петрокрепость, б — р. Днепр—Речица, в — р. Сухона—Каликино, г — р. Волга—Горький, д — р. Дон—Калач, е — р. Тобол—Липовка.

V район (южный) р. Дон—Калач. Характеризуется тремя группами гармоник: 5—7, 11—16 и 30—35 лет. Удельные веса всех гармоник очень малы (что свидетельствует о большом удельном весе случайной составляющей); несколько больший удельный вес, примерно в 1—2 раза, имеют гармоники с периодом 11—16 лет (рис. 3, д).

VI район (восточный) р. Тобол—Липовка. Характеризуется тремя группами гармоник с периодами 6—8, 10—12 и 16—23 года. Удель-

ный вес последних резко преобладает, примерно в 2—2,5 раза, по отношению к гармоникам первой и второй группы (рис. 3, е).

Средние арифметические значения периодов преобладающих гармоник и их удельных весов для всех створов внутри каждого района показаны на рис. 2 круговыми диаграммами (цифры на диаграмме — средние периоды в годах, а секторы — относительные величины амплитуд). Из этих диаграмм следует, что в состав годового стока на всех реках ЕТС входят в основном три группы гармонических составляющих с периодами 5—8, 10—12 и 21—30 лет. Преобладающими в большинстве случаев являются длиннопериодные гармоники от 21 до 30 лет; в пяти районах из шести амплитуды их в 1,5—2 раза больше амплитуд остальных периодических составляющих. Несколько особняков в этом отношении находятся реки II (западного) района; во-первых, по числу преобладающих гармоник (четыре вместо трех), и во-вторых, по тому признаку, что ни одна из этих групп не является преобладающей. Выше было отмечено, что это можно рассматривать как свидетельство большого удельного веса непериодической составляющей в многолетних колебаниях стока рек этого района.

Ограничиваясь этим кратким описанием спектрального состава годового стока рек ЕТС, заметим, что простота и вместе с тем точность вычислений функций $S(\lambda)$ (при наличии ЭВМ), объективность и конкретность анализа с их помощью спектрального состава цикличностей годового стока и тот факт, что этот состав в разных физико-географических районах имеет, видимо, определенные специфические особенности — все это свидетельствует о целесообразности введения в практику исследований годового стока функций спектральной плотности.

Работа выполнена в 1965—1967 гг. под руководством Ю. М. Алешина.

ЛИТЕРАТУРА

1. Алехин Ю. М. Статистические прогнозы в геофизике. Изд. ЛГУ, 1963.
2. Гвоздева В. Г. Опыт сверхдолгосрочного прогноза среднегодовых расходов р. Невы методом периодограмм-анализа. Тр. ЛГМИ, вып. 26, 1964.
3. Яглом А. М. Введение в теорию стационарных случайных функций. «Успехи математических наук», т. VII, вып. 5, 1952.

Ю. М. Алехин, В. Г. Гвоздева

УСОВЕРШЕНСТВОВАННЫЙ СПОСОБ МОДЕЛИРОВАНИЯ РЯДОВ ГОДОВОГО СТОКА С УЧЕТОМ ИХ СПЕКТРАЛЬНОГО СОСТАВА

На примере р. Нева—Петрокрепость изложен способ моделирования рядов годового стока, отличающийся от известного метода Монте-Карло учетом не только коэффициента вариации и скоррелированности смежных членов исходного ряда, но и его спектрального состава.

Данная работа является продолжением [1]; этим объясняется как заглавие статьи, так и то, что в ней опущен ряд рассмотренных в [1] вопросов, в основном сущность и критика метода Монте-Карло и основы теории функции спектральной плотности (последнее см. также в [2]).

Основная цель [1] состояла в разработке способа моделирования годового стока, отличающегося от метода Монте-Карло учетом спектрального состава исходных рядов. В общих чертах это предполагалось осуществить следующим образом.

Для исходного ряда годового стока вычисляется функция спектральной плотности $S(\lambda)$, описывающая распределение по спектру частот амплитуд его гармонических составляющих. С $S(\lambda)$ снимаются амплитуды 20—40 гармоник и производится генерирование первичного модельного ряда как суммы этих гармоник. Затем осуществляется переход к откорректированному модельному ряду путем учета коэффициента вариации исходного ряда. Правильность моделирования устанавливается путем сопоставления эмпирических кривых обеспеченности исходного и моделированного рядов.

Приведенный в [1] способ моделирования имеет три недостатка.

Во-первых, суммирование гармоник при генерировании первичного модельного ряда производилось не непрерывно, а дискретно: учитывались лишь максимальные ординаты гармоник (положительные и отрицательные). Во-вторых, не была предусмотрена проверка сходимости функций спектральной плотности исходного и модельного рядов. В-третьих, переход от первичного к откорректированному ряду производился подбором.

В излагаемом ниже усовершенствованном способе, проверенном на ряде годового стока р. Нева—Петрокрепость, эти недостатки в значительной мере устранены. Кроме того, он менее трудоемок.

В общих чертах сущность этого способа состоит в следующем.

1. Для исходного ряда годового стока вычисляется на ЭВМ и вычерчивается функция спектральной плотности $S(\lambda)$ (рис. 1). 2. В пределах

крупных пиков спектрограммы намечаются прямоугольники (пунктир на рис. 1), основания которых равны 0,7—0,8 оснований пиков, а высоты — 0,3—0,5 их максимальных высот.

В пределе каждого прямоугольника выбираются несколько ординат (5—10), соответствующих в основном целочисленным периодам T (но могут выбираться и дробные периоды при желании увеличить число гармоник).

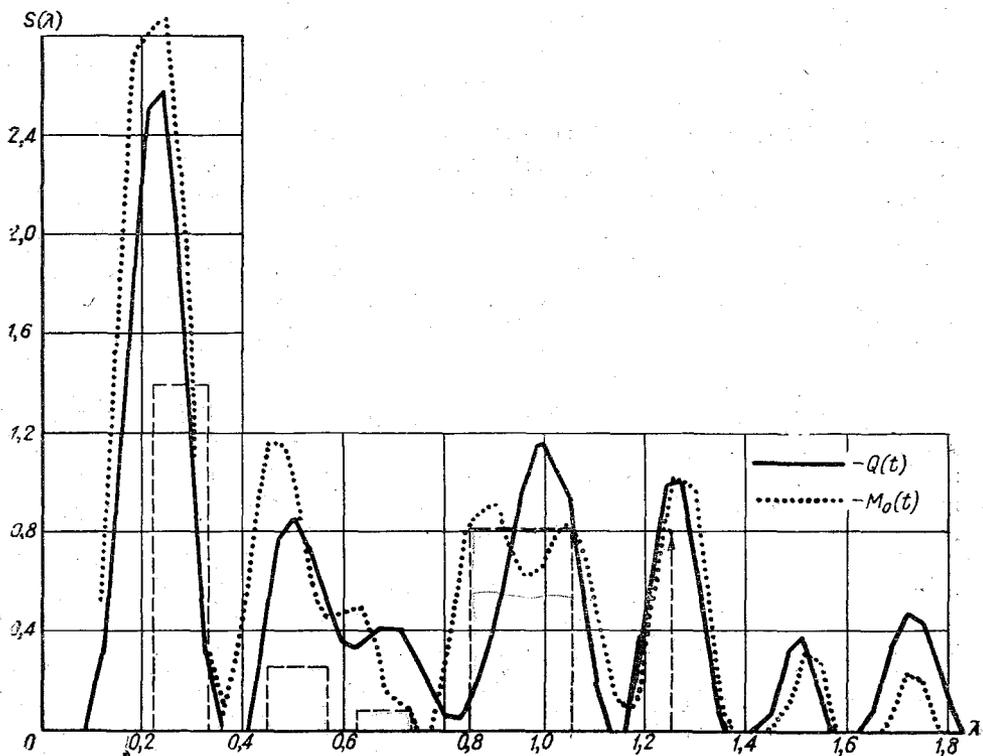


Рис. 1. Функции спектральной плотности рядов $Q(t)$ и $M_0(t)$
р. Нева — Петрокрепость

3. На ЭВМ производится генерирование первичного модельного ряда по равенству

$$M_0(t) = \Delta + \sum_{i=1}^n A_i \sin \frac{2\pi}{T_i} t, \quad t = 1, 2, \dots, \quad (1)$$

где A_i и T_i — амплитуды и периоды выбранных гармоник;

$\Delta = \text{const}$ — постоянная ряда $M_0(t)$;

n — число гармоник.

Величины T_i равны абсциссам выбранных на спектрограмме прямоугольников, а значения A_i находятся из равенства

$$A_i = \sqrt{S_i}, \quad (2)$$

где S_i — указанные ординаты.

Постоянная Δ выбирается произвольно в интервале от 20 до 40; как первое приближение можно принять

$$\Delta = 10 + n, \quad (3)$$

где n — число выбранных гармоник (ординат прямоугольников). Как будет ясно из дальнейшего, выбор Δ несущественно сказывается на конечных результатах.

4. На ЭВМ вычисляется спектральная плотность и коэффициент вариации ряда $M_0(t)$, взятого с условием $t \geq t_0$, где $t_0 \approx 60-70$. Иначе говоря, указанные характеристики определяются для ряда $M_0(t)$ без его начальной части вследствие нестационарности последней. В равенстве (1) начальные фазы гармоник приняты равными нулю, вследствие чего при небольших t они как бы еще недостаточно «перемешаны».

5. Спектрограмма ряда $M_0(t)$ вычерчивается совместно со спектрограммой исходного ряда $Q(t)$ (на рис. 1 — точечный пунктир) и устанавливается соответствие этих спектрограмм.

Если в пределах того или иного пика соответствие оказалось недостаточным, пропорционально изменяется высота и положение прямоугольника в пределах этого пика и вычисления по пунктам 3 и 4 повторяются вновь.

Опыт показывает, что для удовлетворительного совпадения функций $S(\lambda)$ рядов $M_0(t)$ и $Q(t)$ требуется не более 2—3 приближений.

Показанная на рис. 1 спектрограмма ряда $M_0(t)$, по нашему мнению, хорошо соответствует спектрограмме исходного ряда $Q(t)$ годового стока р. Нева—Петрокрепость. Ряд $M_0(t)$, для которого она получена, был генерирован по (1) до $t_{\max} = 250$ как сумма 21 синусоиды ($n = 21$); амплитуды и периоды синусоид приведены в табл. 1. Величина Δ принята равной 20.

Таблица 1

Амплитуды и периоды расчетных гармоник ряда годового стока р. Нева—Петрокрепость

№ п/п	T	A	№ п/п	T	A
1	30	1,18	11	20	1,18
2	29	1,18	12	14	0,48
3	28	1,18	13	13	0,48
4	27	1,18	14	12	0,48
5	26	1,18	15	11	0,48
6	25	1,18	16	10	0,32
7	24	1,18	17	9	0,32
8	23	1,18	18	8	0,32
9	22	1,18	19	7	0,89
10	21	1,18	20	6	0,89
			21	5	0,89

6. После достижения удовлетворительного соответствия спектрограмм рядов $Q(t)$ и $M_0(t)$, вычисляется на ЭВМ ряд модульных коэффициентов первичного модельного ряда:

$$K_{M_0}(t) = \frac{M_0(t)}{M_0}, \quad (4)$$

где M_0 — норма $M_0(t)$. Начальный отрезок этого ряда до $t = t_0$ по указанной выше причине отсекается и в дальнейшем не рассматривается.

7. Обычным образом вычисляются и совместно вычерчиваются теоретические кривые обеспеченности рядов $Q(t)$ и $M_0(t)$ (рис. 2). Для ряда $M_0(t)$ кривая обеспеченности вычисляется по его коэффициенту вариации $(C_v)_{M_0}$, полученному по пункту 4.

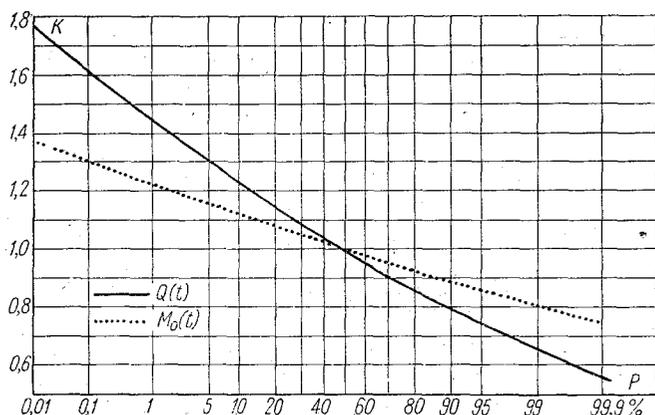


Рис. 2. Теоретические кривые обеспеченности рядов $Q(t)$ и $M_0(t)$ р. Нева—Петрокрепость

Для ряда стока р. Нева—Петрокрепость (период наблюдений 1859—1962 гг.) $C_v = 0,17$, а $(C_v)_{M_0} = 0,09$ (при $\Delta = 20$).

8. Производится трансформирование первичного ряда $K_{M_0}(t)$ ($t \geq t_0$) в так называемый приведенный модельный ряд $K_M(t)$ путем перехода от кривой обеспеченности для $M_0(t)$ к кривой обеспеченности для $Q(t)$ (рис. 2).

Ряд $K_M(t)$ является конечным результатом моделирования. Он аналогичен исходному ряду $Q(t)$ по двум признакам: во-первых, по подобию кривых обеспеченности и, во-вторых, по подобию спектрального состава. В этом основное достоинство предлагаемого способа по сравнению с методом Монте-Карло, который не обеспечивает спектрального подобия исходного и моделированного рядов. Кроме того, процесс моделирования по рассматриваемому способу и более объективен, так как для данной реки разные исполнители получают примерно одинаковые результаты моделирования.

Как ясно из изложенного, данный способ может быть использован лишь при наличии ЭВМ. Для машины БЭСМ-2, имевшейся в нашем распоряжении, были составлены две программы: первая — для вычисления ряда $M_0(t)$, его спектральной плотности и коэффициента вариации (на выходе записываются лишь две последние характеристики) и вторая — для вычисления $K_{M_0}(t)$ по окончательно откорректированным параметрам равенства (1). В общей сложности работа по моделированию для одной реки требует 30—40 мин машинного времени (при-

Таблица 2

250-членная модель годового стока р. Нева—Петрокрепость
(в модульных коэффициентах)

Годы экстраполи- рования	K_M								
1	0,01	51	1,03	101	1,03	151	1,03	201	0,86
2	0,88	52	0,98	102	0,96	152	0,94	202	0,99
3	0,74	53	0,86	103	0,86	153	0,86	203	1,07
4	0,77	54	0,82	104	0,88	154	0,90	204	1,07
5	0,99	55	0,86	105	1,07	155	1,03	205	1,01
6	1,20	56	0,88	106	1,28	156	1,07	206	0,92
7	1,20	57	0,86	107	1,25	157	0,94	207	0,81
8	1,09	58	0,82	108	1,05	158	0,81	208	0,76
9	1,01	59	0,84	109	0,88	159	0,88	209	0,84
10	1,09	60	0,90	110	0,88	160	1,14	210	0,96
11	1,18	61	0,97	111	1,01	161	1,40	211	0,99
12	1,20	62	0,97	112	1,09	162	1,32	212	0,92
13	1,12	63	0,94	113	1,01	163	1,05	213	0,84
14	1,12	64	0,95	114	0,90	164	0,82	214	0,88
15	1,25	65	1,03	115	0,80	165	0,83	215	1,11
16	1,35	66	0,99	116	0,74	166	0,96	216	1,26
17	1,27	67	0,86	117	0,76	167	1,07	217	1,18
18	1,05	68	0,74	118	0,85	168	1,05	218	0,97
19	0,90	69	0,86	119	1,01	169	0,99	219	0,86
20	0,92	70	1,14	120	1,16	170	0,95	220	0,90
21	1,03	71	1,44	121	1,16	171	0,97	221	0,99
22	1,07	72	1,40	122	0,97	172	0,97	222	0,99
23	0,96	73	1,12	123	0,79	173	0,97	223	0,92
24	0,82	74	0,94	124	0,77	174	1,03	224	0,88
25	0,71	75	0,81	125	0,94	175	1,09	225	0,99
26	0,63	76	1,14	126	1,05	176	1,09	226	1,09
27	0,55	77	1,22	127	0,95	177	0,97	227	1,07
28	0,60	78	1,12	128	0,79	178	0,84	228	0,97
29	0,72	79	0,97	129	0,76	179	0,77	229	0,92
30	0,84	80	0,90	130	0,92	180	0,86	230	1,03
31	0,86	81	0,92	131	1,16	181	0,91	231	1,18
32	0,82	82	0,95	132	1,29	182	0,91	232	1,22
33	0,80	83	0,97	133	1,22	183	0,86	233	1,09
34	0,92	84	0,97	134	1,14	184	0,88	234	0,92
35	1,16	85	0,95	135	1,16	185	0,95	235	0,84
36	1,29	86	0,88	136	1,20	186	0,97	236	0,84
37	1,18	87	0,74	137	1,14	187	0,88	237	0,88
38	1,01	88	0,60	138	0,99	188	0,80	238	0,96
39	0,99	89	0,63	139	0,90	189	0,86	239	1,07
40	1,22	90	0,77	140	0,94	190	1,11	240	1,11
41	1,46	91	0,88	141	1,01	191	1,31	241	0,99
42	1,44	92	0,90	142	0,99	192	1,30	242	0,79
43	1,18	93	0,88	143	0,88	193	1,09	243	0,65
44	0,97	94	0,97	144	0,77	194	0,99	244	0,69
45	0,86	95	1,20	145	0,77	195	1,07	245	0,88
46	0,94	96	1,35	146	0,84	196	1,22	246	1,03
47	0,94	97	1,28	147	0,88	197	1,18	247	0,99
48	0,96	98	1,07	148	0,92	198	0,99	248	0,86
49	0,96	99	0,96	149	0,97	199	0,79	249	0,88
50	0,99	100	0,99	150	1,03	200	0,75	250	1,11

трех приближениях по пункту 5) и 2—3 рабочих дней одного исполнителя (инженера или техника).

В заключение приведем (табл. 2) 230-членный модельный ряд $K_M(t)$ для р. Нева—Петрокрепость ($t_{\max} = 300$, $t_0 = 70$) и эмпирическую кривую обеспеченности этого ряда (рис. 3) совместно с аналогичной кривой исходного ряда $Q(t)$. Последним обращается внимание, что модельные ряды $K_M(t)$ могут быть использованы, в частности, для расчетов величин стока очень малой и очень большой обеспеченности.

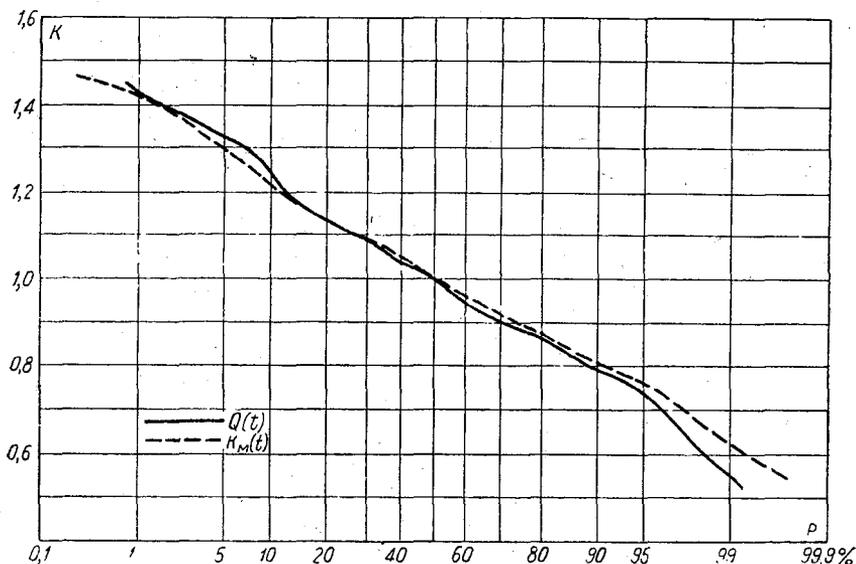


Рис. 3. Эмпирические кривые обеспеченности рядов $K_M(t)$ и $Q(t)$ р. Нева—Петрокрепость

ЛИТЕРАТУРА

1. Алехин Ю. М., Гвоздева В. Г. О возможности моделирования рядов годового стока по их спектральным плотностям (на примере годового стока р. Нева—Петрокрепость). Тр. ЛГМИ, вып. 28, 1968.
2. Гвоздева В. Г. Функции спектральной плотности рядов наблюдений и опыт применения их для анализа цикличности годового стока рек ЕТС. см. наст. сб.

В. А. Шелутко

МЕТОДИКА ПОСТРОЕНИЯ УСЛОВНЫХ КРИВЫХ ОБЕСПЕЧЕННОСТИ С УЧЕТОМ ВОДНОСТИ БЛИЖАЙШЕГО ПЕРИОДА

Работа посвящена исследованию вопросов разложения рядов речного стока на детерминированную и случайную составляющие. Предлагается новая схема разложения и рассматриваются возможности ее практического использования для построения условных кривых обеспеченности стока на ближайший период.

В настоящее время расчет средних годовых и максимальных расходов воды различной вероятности производится по безусловным кривым обеспеченности, построенным по материалам наблюдений в предшествующие годы. При этом величины вероятных расходов принимаются одинаковыми на любой будущий год независимо от календарного срока его наступления.

Однако в связи с выявлением циклического характера названных рядов открываются некоторые возможности уточнения величин вероятных расходов на ближайший период.

В настоящей работе приводится теоретическое обоснование этих возможностей и дается первая попытка осуществления их на практике.

Как известно из теории канонических разложений, случайные функции могут быть разложены в сходящийся в вероятностном смысле ряд [3, 7].

$$Q(t) = s_0(t) + X_1s_1(t) + X_2s_2(t) + \dots, \quad (1)$$

где s_0, s_1, s_2, \dots — неслучайные функции времени;

X_1, X_2, \dots — некоррелированные случайные величины.

В настоящее время известно несколько попыток такого разложения временных рядов среднего годового стока [4, 6, 7, 8, 10, 12], причем некоторые из них основываются на равенстве вида

$$Q(t) = \bar{Q}(t) + \alpha, \quad (2)$$

где $\bar{Q}(t)$ — значения периодической или циклической функции;

α — случайные отклонения, подчиняющиеся закону среднего (сумма α равна нулю, распределение по частоте близко к нормальному), и представляют значительный научный интерес.

Однако практическое осуществление разложения по равенству (2) встретило серьезные трудности, в связи с чем возникли сомнения о возможности применения его к рядам стока.

Для разрешения этого вопроса были рассчитаны нормированные корреляционные функции $r(\tau)$ некоторых рядов среднего годового и максимального стока, взятых за соответственно нарастающие периоды наблюдений. В качестве примера на рис. 1 приведены корреляционные функции среднего годового и максимального стока р. Нева—Петрокрепость за периоды в 50, 60,

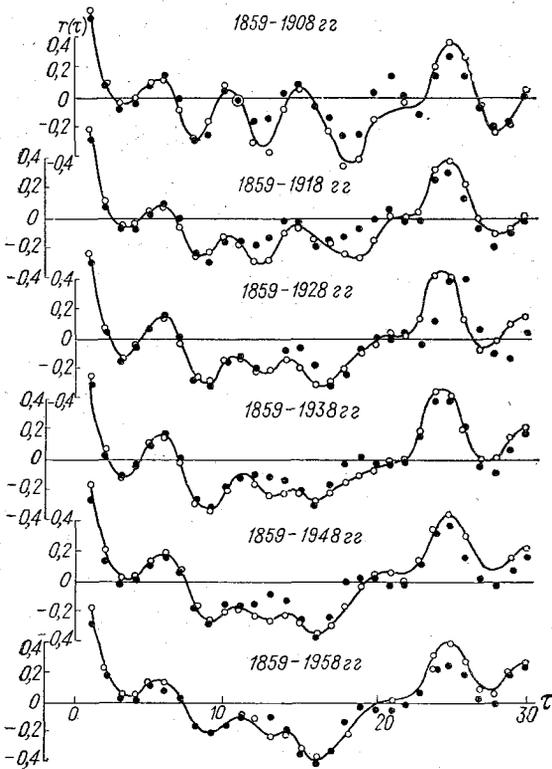


Рис. 1. Нормированные корреляционные функции рядов среднего годового и максимального стока, взятых за соответственно нарастающие периоды по реке Нева—Петрокрепость (○ — средний годовой сток; ● — максимальный сток)

70, 80, 90 и 100 лет от начала наблюдений. На рис. 1 следует, что при увеличении продолжительности исследуемых рядов происходит постепенное сглаживание отдельных значений функций при небольших величинах сдвига τ . При τ большем или равном 15 годам значения $r(\tau)$ с увеличением продолжительности ряда практически не меняются. Характерно также, что на всем протяжении корреляционных функций общий характер их изменения по τ для всех реализаций остается постоянным.

Как известно, эти свойства являются одним из простых и эффективных доказательств наличия в рассматриваемых процессах случайной составляющей, известной в радиотехнике под названием «белый шум» [5, 9]. Аналогичные результаты, подтверждающие наличие случайной составляющей, получены также по рядам наблюдений на других реках, что и дает право

принять схему разложения по формуле (2), как объективно существующую для среднего годового и максимального стока.

Исходя из этого представляется целесообразным продолжить поиски пути ее практического осуществления. Ниже приводится попытка такого рода, основанная на анализе числовых характеристик конкретного ряда.

Разложение (2) можно представить также в виде

$$Q(t) = \alpha + s_1(t) + s_2(t) + \dots, \quad (3)$$

где α — случайная величина; $s_1(t), s_2(t), \dots$ — некоррелированные между собой элементарные гармонические функции.

Если бы процесс изменений речного стока описывался исключительно элементарными гармоническими функциями, то каждое последующее значение его могло бы быть достаточно точно предсказано, например динамико-статистическим методом, разработанным Ю. М. Але-

хным [2], согласно которому экстраполирование или прогнозирование временных рядов геофизических процессов производится по уравнению полинома n -й степени

$$q(t+1)_p = K_1 q(t) + K_2 q(t-1) + \dots + K_n q(t-n+1) = \sum_{i=1}^n K_i q(t-i), \quad (4)$$

где $q(t+1)_p$ — значения прогнозируемого стока в отклонениях от нормы на последующий год;

K_1, \dots, K_n — коэффициенты линейного экстраполирования процесса $q(t)$, определяемые по теории линейной корреляции множеств;

n — оптимальный период обратной связи, определяемый по общей корреляционной функции.

Однако многочисленные примеры, накопленные к настоящему времени, показывают, что прогнозные величины стока нередко весьма значительно отличаются от фактических. Отсюда, так как коррелятивная определенность каждого члена ряда относительно предыдущих учитывается формулой (4), естественно предположить, что ошибка прогноза

$$\Delta q(t+1) = q(t+1) - q(t+1)_p, \quad (5)$$

где $q(t+1)$ — фактическое, а $q(t+1)_p$ — расчетное значение стока в отклонениях от нормы, является случайной величиной. Тогда на основании равенств (4) и (5) действительное значение стока аналогично равенству (3) может быть представлено в виде

$$q(t+1) = \sum_{\tau=1}^n K(\tau) q(t-\tau+1) + \alpha. \quad (6)$$

Рассмотрим обоснованность этого предположения для рядов среднего годового стока на примере наблюдений на реке Нева—Петрокрепость.

В табл. 3 приведены поверочные прогнозы по формуле (4) на следующий год $q(t+1)_p$ и ошибки прогноза Δq_t . Необходимо доказать, что календарная последовательность Δq_t является случайной величиной, подчиняющейся закону среднего. С этой целью на рис. 2 представлены корреляционные функции исходного ряда наблюдений и ошибок прогноза. Из рассмотрения их графиков следует, что если отдельные значения первой функции до сдвига τ , равного 15 лет, изменяются в пределах от +0,56 до -0,22, то второй лишь от 0,08 до -0,12, т. е. амплитуда колебаний корреляционной функции ошибок прогноза значительно меньше, что и позволяет нам с некоторой степенью приближенности пренебречь наличием внутренней связанности последовательности значений Δq_t . Заметим также, что и средние значения ошибок прогноза оказались пренебрежимо малы (табл. 2). Исходя из того, что основным требованием, предъявляемым к случайным рядам, является отсутствие внутренней взаимосвязи, предположение о справедливости равенства (6) для рядов среднего годового стока можно считать подтвердившимся.

Проверим теперь обоснованность этого предположения для рядов максимального стока. С этой целью выбрано три ряда, представляющих различные случаи внутренней взаимосвязи (табл. 1).

По корреляционным функциям этих рядов рассчитаны коэффициенты экстраполяции¹ $K(\tau)$ и по формуле (4) даны прогнозы максимального стока на последующий год при оптимальном периоде обратной связи. Обеспеченность прогнозов в рассматриваемых случаях оказалась сравнительно высокой.

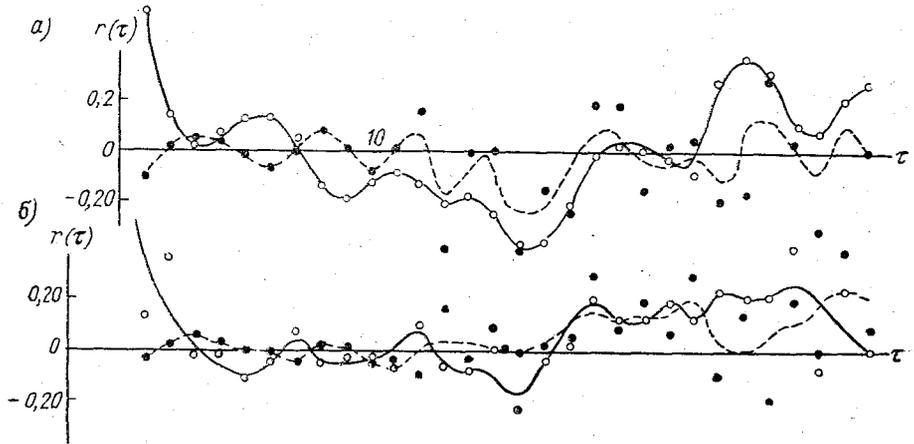


Рис. 2. Нормированные корреляционные функции исходного ряда наблюдений и ошибок прогноза: а — р. Нева—Петрокрепость, средний годовой сток; б — р. Амур—Черняево, максимальный сток. (○ — исходный ряд наблюдений, ● — ошибки прогноза).

Таблица 1

Оценка прогнозов максимального стока

Река—пункт	Обеспеченность			
	прогноза	природная	инерционного** прогноза	Δ
Нева—Петрокрепость	84	69	74	15
Унка—Макарьев	79	70	36	9
Амур—Черняево	83	73	50	10

** Прогноз путем переноса предыдущего значения стока на последующий год.

По исходным рядам максимального стока и прогнозам на последующий год были рассчитаны последовательности ошибок прогноза и их корреляционные функции (рис. 2). При этом оказалось, что $r(\tau)$ ошибок прогноза по сравнению с корреляционными функциями исходного ряда выражены весьма слабо. Средняя величина ошибок прогноза (табл. 2) также сравнительно мала. На основании этих данных справедливость равенства (6) можно считать подтвердившейся и для рядов максимального стока.

Основным результатом разложения по равенству (6) является разделение ряда на две вполне определенные принципиально различные последовательности чисел.

При этом экстраполяция или прогнозирование одной из них, представляющей из себя совокупность значений случайной величины, мо-

¹ Методика расчетов $K(\tau)$ изложена в [2].

жет производиться исключительно статистическим методом, устанавливающим распределение этих значений по частоте, безотносительно ко времени. Экстраполяция же второй последовательности, представляющей спрогнозированные значения стока, должна производиться уже на вполне конкретные годы и срок, с учетом повышенной взаимосвязи членов ряда. Естественно, что это открывает некоторые новые возможности в расчетах стока, на использовании которых мы и остановимся.

Таблица 2

Характеристики исходных рядов и их разложений

Река—пункт	Исходный ряд		Расчетные значения в отклонениях от нормы		Ошибка прогноза	
	\bar{Q}	C_v	q	C_v	Δq	C_v
Средний годовой сток						
Нева—Петрокрепость	2520	0,19	-21	0,12	47	0,13
Иртыш—Тобольск	2160	0,28	0,28	0,22	48	0,18
Максимальный сток						
Нева—Петрокрепость	3330	0,18	-20	0,10	14	0,11
Унжа—Макарьев	1520	0,28	-6	0,18	-3	0,23
Амур—Черняево	7800	0,49	-30	0,38	150	0,35

Первым и наиболее простым следствием разложения (6) является возможность перехода к составлению вероятностных прогнозов среднего годового и максимального стока на последующий год. Для иллюстрации этого по рассчитанным значениям средних величин и коэффициентов вариации (табл. 2) на клетчатке вероятностей для кривых с умеренной асимметричностью представлены кривые обеспеченности исходных рядов наблюдений, прогнозируемых значений стока и ошибок прогноза. В качестве примера выбран ряд среднего годового стока по р. Нева—Петрокрепость и максимального стока по р. Амур—Черняево (рис. 3). Очевидно, что две последние кривые охватывают гораздо меньший диапазон изменений стока. При этом в обоих случаях первая из них построена из ряда неслучайных детерминированных величин, а вторая из чисто случайных, подчиняющихся нормальному закону распределения.

Исходя из этого возможные значения среднего годового или максимального стока на следующий год могут быть охарактеризованы математическим ожиданием, т. е.

$$\begin{aligned}
 M [q_{t+1}] &= M \left[\sum_{\tau=1}^n K(\tau) q(t-\tau+1) + a \right] = \\
 &= \sum_{\tau=1}^n K(\tau) q(t-\tau+1) = q_{(t+1)p}
 \end{aligned} \quad (7)$$

(согласно табл. 2 сумма Δq_{t+1} равна a , а за достаточно длительный период практически равна нулю), и средним квадратическим отклонением

$$\sigma [q_{t+1}] = \sigma [q_{(t+1)p} + a],$$

где α — случайная величина, подчиняющаяся в данном случае нормальному закону распределения, с плотностью вероятности

$$f(\alpha) = \frac{1}{\sigma_\alpha \sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{\alpha^2}{2\sigma_\alpha^2}}$$

Производная α , т. е. $\alpha' = \psi'(q_{t+1}) = 1$. Тогда плотность вероятности q_{t+1} будет

$$f(q_{t+1}) = f[\psi(q_{t+1})] \psi'(q_{t+1}) = \frac{1}{\sigma_\alpha \sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{[q_{t+1} - q_{(t+1)p}]^2}{2\sigma_\alpha^2}}$$

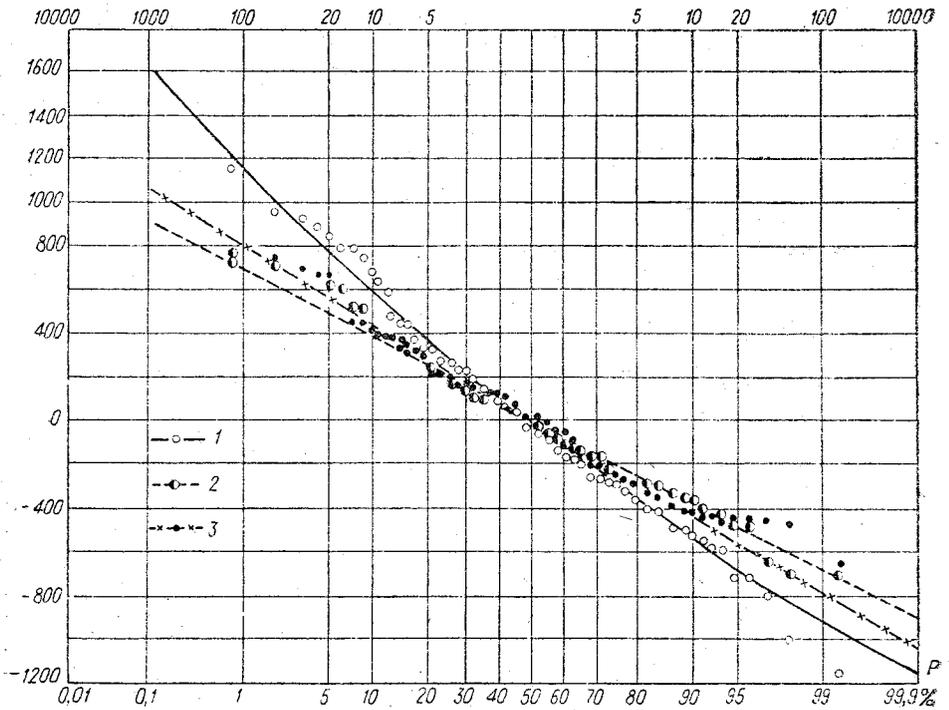


Рис. 3. Кривые обеспеченности исходных рядов наблюдений, прогнозируемых значений стока и ошибок прогноза (р. Нева — Петрокрепость, средний годового стока):

1 — исходный ряд наблюдений, 2 — прогнозируемые значения стока, 3 — ошибка прогноза

и из этой формулы следует, что возможные значения среднего годового или максимального стока на будущий год подчиняются нормальному закону распределения со средним квадратическим отклонением

$$\sigma_{q_{t+1}} = \sigma_\alpha. \quad (7a)$$

По параметрам распределения $M[q_{t+1}]$ и $\sigma[q_{t+1}]$ могут быть построены кривые обеспеченности возможных значений стока и рассчитаны расходы соответствующей обеспеченности. Так, в табл. 3 даны вероятные значения среднего годового стока на следующий год в отклонениях от нормы обеспеченностью в 1, 5, 10, 95% и максимального стока

Таблица 3

Вероятные значения среднего годового и максимального стока на следующий год

Год	q_{ϕ}	q_p	Δq	P, %*			
				1/0,1	5/1	10/5	95/10
р. Нева—Петрокрепость							
Средний годовой сток							
1880	586	385	201	1130	940	820	-170
1881	326	-50	376	740	520	390	-610
1882	-94	-43	-51	750	530	400	-600
1883	-414	-292	-121	500	270	150	-850
1884	-74	-300	226	490	260	140	-860
1885	-314	132	-446	920	690	570	-430
1886	-234	-218	-16	570	340	220	-780
1887	-514	-400	-114	390	160	40	-960
1888	56	-308	364	480	250	130	-870
1889	226	129	97	920	690	570	-430
1890	-274	41	-315	830	600	4800	-520
1891	-524	-190	-334	600	370	250	-750
1892	-344	-283	-61	510	280	160	-840
1893	-174	90	-264	880	650	530	-470
1894	276	-156	432	630	400	280	-720
1895	186	106	80	900	670	550	-450
1896	-54	-107	53	680	450	330	-670
1897	-194	-330	136	460	230	110	-890
1898	-304	87	-391	880	650	530	-470
1899	676	13	663	800	570	450	-550
Обеспеченные расходы по безусловной кривой обеспеченности				11700	800	600	-700
р. Амур—Черняево							
Максимальный сток							
1929	6280	1740	5080	11240	8890	6740	5660
1930	-480	-1300	820	8200	5850	3700	2620
1931	2820	4600	-1780	14100	11750	9600	8520
1932	1050	2730	-1680	12300	9880	7730	6650
1933	5320	-1220	6540	8280	5930	3780	2700
1934	2300	-3330	5620	6170	3820	1670	590
1935	-850	1360	-2210	10860	8510	6360	5280
1936	4520	1540	2980	11040	8690	6540	6460
1937	-490	-2610	2120	6890	4540	2390	1310
1938	1180	840	340	10300	7990	5840	4760
1939	-1570	320	-1890	9820	7470	5320	4240
1940	970	-170	1140	9330	6980	4830	3750
1941	-1170	-1800	630	7700	5350	3200	2120
1942	-2920	-3720	800	5780	3430	1280	200
1943	-1130	930	-2060	10430	8080	5930	4850
1944	-2420	-3600	1200	5900	3550	1400	320
1945	-4000	-7080	3080	2420	70	-2080	-3100
1946	1200	-2710	3910	6790	4440	2290	1220
1947	330	-930	1260	8570	6220	4070	2990
1948	2520	-1550	4060	7950	5600	3450	2370
Обеспеченные расходы по безусловной кривой обеспеченности				24500	13500	7200	4700

 q_{ϕ} и q_p — фактические и расчетные величины расходов в отклонениях от нормы, Δq — ошибка расчетного расхода.

* Верхние значения — обеспеченность среднего годового стока, нижние — максимального стока.

с обеспеченностью в 0,1; 1; 5; 10%. Здесь же представлены вероятные значения стока этой же обеспеченности по исходным рядам наблюдений и фактические расходы за каждый год.

Очевидно, что в отличие от существующей в настоящее время методики прогнозов такая вероятностная схема позволяет перейти от оценки математического ожидания стока в будущем году к учету отклонений от него в ту или иную сторону.

Возможно, что учет вероятных значений стока на следующий год мог бы оказать существенную помощь проектировщикам, особенно при строительстве временных сооружений, в смысле экономии средств и предотвращения разрушений. Так, например, если максимальный расход в отклонениях от нормы однопроцентной обеспеченности по р. Амур—Черняево равен $13\,500\text{ м}^3/\text{сек}$, то в отдельные годы по вероятностной схеме прогноза он изменится в общем от 3000 до $16\,100\text{ м}^3/\text{сек}$. Учет различий этих значений мог бы принести некоторую пользу при строительстве перемычек и временных переправ.

Вторым следствием приведенного разложения является возможность построения условных кривых обеспеченности будущих значений стока на период, включающий несколько лет.

В настоящее время в гидрологических расчетах для определения вероятных значений стока в будущем ($1 \leq N \text{ лет} \leq \infty$), согласно предложения Д. Л. Соколовского [11], используются кривые обеспеченности случайных величин того или иного вида. Как известно, применение кривых обеспеченностей позволило перейти от простого описания характеристик стока к их численному однозначному выражению и является поэтому сейчас базой расчета всех крупных водохозяйственных расчетов.

Однако в связи с выявлением циклической составляющей колебаний стока наметилась возможность уточнений его будущих значений, полученных по кривой обеспеченности [2]. Рассмотренная здесь схема (6) позволяет, по нашему мнению, попытаться найти хотя бы частичное решение этой проблемы.

Действительно, аналогично формуле (6), дающей распределение возможных значений стока на следующий год, возможные значения стока на второй год

$$q_{t+2} = \sum_{\tau=2}^n K(\tau) q(t-\tau+1) + K_1 q(t+1)_p + \alpha, \quad (9)$$

где $q(t+1)_p$ — математическое ожидание возможного значения стока в предшествующий год рассчитано по формуле (4), а вообще на L -й год от начала расчетов

$$q_{t+L} = \sum_{\tau=L}^n K(\tau) q(t-\tau+1) + \sum_{\tau=1}^{L-1} K(\tau) q(t-\tau+1)_p + \alpha, \quad (10)$$

где $q(t-\tau+1)_p$ — математическое ожидание возможных значений стока в каждые из $(L-1)$ предшествующих лет.

По этим формулам для каждого года на период L вперед могут быть построены кривые обеспеченности будущих значений стока. Так, в правой части формулы (9) первое слагаемое является постоянным, а второе и третье — независимыми случайными величинами. Отсюда числовые характеристики возможных значений стока на второй год получаются в результате композиции законов распределения $q(t+1)$ и α [13].

математическое ожидание

$$m_q(t+2) = \sum_{\tau=2}^n K(\tau) q(t-\tau+1) + m_{K,q(t+1)_p}; \quad (11)$$

среднее квадратическое отклонение

$$\sigma_q^2(t+2) = \sigma_{K,q(t+1)_p}^2 + \sigma_2^2. \quad (12)$$

Аналогично на любой L -й год числовые характеристики распределения:

математическое ожидание

$$m_q(t+L) = \sum_{\tau=L}^n K(\tau) q(t-\tau+1) + \sum_{\tau=1}^{L-1} m_{K(\tau)} q(t-\tau+1) \quad (13)$$

и среднее квадратическое отклонение

$$\sigma_q^2(t+L) = \sum_{\tau=1}^{L-1} \sigma_q^2(t+\tau) + 2 \sum_{\tau_1 < \tau_2} r_{\tau_1 \tau_2} \sigma_q(t+\tau_1) \sigma_q(t+\tau_2), \quad (14)$$

где $r_{\tau_1 \tau_2}$ — коэффициент корреляции связи величин $q(t+\tau_1)$ и $q(t+\tau_2)$.

Изложенная схема определения числовых характеристик базируется на экстраполяционной формуле Алехина [2], предложенной для стационарных процессов. Следовательно, применение формул (13) и (14) возможно лишь в том случае или на тот период, когда статистические характеристики анализируемых рядов — главным образом корреляционная функция — не претерпевают существенных изменений.

Из проведенного выше анализа корреляционных функций, рассчитанных за периоды, нарастающие на 10 лет, следует, что изменения каждой из них по сравнению с предыдущей незначительны, и практически на десятилетний период кривая $r(\tau)$ может быть принята постоянной. Очевидно, что это дает право на период $L \leq 10$ лет воспользоваться формулами (13) и (14).

Такие расчеты произведены на ЭВМ по рядам среднего годового стока р. Нева—Петрокрепость и Иртыш—Тобольск. В табл. 4 представлены результаты расчетов по р. Нева на многоводный (1924—1933 гг.) и маловодный (1938—1947 гг.) периоды. По величинам математического ожидания $m_q(t+L)$ и среднего квадратического отклонения $\sigma_q(t+L)$ ($1 \leq L \leq 10$) на каждый год названных периодов построены условные кривые обеспеченности (рис. 4). Совокупность этих кривых образует вполне определенное поле вероятностей, меняющееся с уменьшением периода экстраполяции, за счет получения точных сведений в начальные годы. Это поле вероятностей может быть использовано для непосредственных расчетов обеспеченных значений стока как для отдельных лет (табл. 5), так и в среднем на период от двух до десяти лет. При этом, в пределе, верхняя огибающая поля вероятностей — линия максимумов — по-видимому, представляет собой кривую обеспеченности максимально возможных расходов, а нижняя огибающая линия минимумов — минимально возможных, т. е. при расчетах предельно возможных за весь период расходов ($P = 0,01; 0,1; 1; 5\%$) должна быть использована верхняя огибающая, а на минимальные ($P = 95; 99; 99,9\%$) — нижняя огибающая поля вероятностей.

В отличие от кривой обеспеченности, построенной по исходному ряду наблюдений, предложенное здесь поле вероятностей позволяет на определенный срок для каждого конкретного года найти свое распределение расходов со значительно более узким диапазоном изменений

Таблица 4

Вероятные значения стока в отклонениях от нормы в отдельные годы
на десятилетний период

Год	m_x	σ_x	P, %			q_Φ
			0,1	1	5	
р. Нева—Петрокрепость						
Средний годовой сток						
Многоводный период						
1924	392	340	1450	1080	950	1146
1925	219	409	1480	1070	890	446
1926	-12	407	1240	830	650	106
1927	7	404	1250	950	670	16
1928	62	403	1300	1000	720	266
1929	198	403	1440	1140	860	736
1930	240	405	1500	1190	910	346
1931	163	409	1440	1130	850	256
1932	163	417	1440	1130	840	156
1933	67	416	1330	1040	750	96
Маловодный период						
1938	-260	340	790	530	300	-464
1939	-205	409	1050	745	465	-754
1940	-406	407	840	540	260	-1184
1941	-423	404	820	520	240	-1020
1942	-232	403	1000	705	430	-814
1943	-49	405	1200	900	610	-104
1944	-257	409	1000	690	410	36
1945	-252	417	1030	720	430	-154
1946	-227	416	1050	740	450	86
1947	-141	416	1140	830	540	-314
р. Амур—Черняево						
Максимальный сток						
Многоводный период						
1954	-5710	3070	4800	1500	-500	-3900
1955	4020	3000	14500	11200	9100	-330
1956	4230	3400	14600	12000	9800	6420
1957	1920	3400	12300	9700	7500	-1110
1958	6670	3300	16800	14400	12100	14320
1959	3500	3270	13600	11200	8900	5020
1960	3420	3400	13800	11200	9000	6120
1961	-2300	3500	7800	5400	3100	-310
1962	3960	3400	14400	11800	9600	1240
1963	-1910	3600	9400	6500	4100	
Расходы по безусловной кривой обеспеченности			-4500	13500	7200	
Маловодный период						
1941	-1780	3070	8700	5400	3300	-1170
1942	-3740	3000	6800	3600	1400	-2920
1943	530	3400	10900	8300	6100	-1130
1944	-3810	3400	6600	4000	1600	-2420
1945	-5530	3300	4600	2200	-100	-4000
1946	-3760	3300	6300	3900	1000	1200
1947	-2210	3400	8200	5600	3400	330
1948	-3790	3500	6400	3900	1600	2520
1949	-2840	3400	7300	4900	2600	1750
1950	-2230	3600	9100	6300	3800	-280
Расходы по безусловной кривой обеспеченности			24500	13500	7200	

Таблица 5

Фактические и расчетные величины среднего десятилетнего стока
в отклонениях от нормы

Год	$\bar{q}_{\phi 10}$	$\bar{q}_{p 10}$	$\Delta \bar{q}_{10}$	Год	$\bar{q}_{\phi 10}$	$\bar{q}_{p 10}$	$\Delta \bar{q}_{10}$
р. Нева — Петрокрепость							
1880	-45	-120	75	1918	90	-78	168
1881	-131	-149	18	1919	85	-51	136
1882	-216	-125	-91	1920	168	-32	200
1883	-241	-115	-126	1921	239	26	213
1884	-217	-78	-139	1922	339	83	256
1885	-182	-47	-135	1923	373	166	207
1886	-132	-108	-24	1924	357	150	207
1887	-114	-109	-5	1925	227	149	78
1888	-82	-94	12	1926	187	66	121
1889	-118	-39	-79	1927	211	95	116
1890	-73	-30	-43	1928	171	100	71
1891	46	-24	70	1929	98	107	-9
1892	120	-13	133	1930	-51	82	-133
1893	152	16	136	1931	-202	-29	-175
1894	257	17	240	1932	-332	-76	-256
1895	308	71	237	1933	-429	-100	-329
1896	373	74	299	1934	-449	-115	-334
1897	442	101	341	1935	-430	-144	-286
1898	443	153	290	1936	-450	-155	-295
1899	430	139	291	1937	-476	-199	-227
1900	337	174	159	1938	-409	-245	-164
1901	227	111	116	1939	-481	-231	-250
1902	199	44	155	1940	-337	-218	-159
1903	215	49	166	1941	-328	-152	-176
1904	136	58	78	1942	-253	-79	-174
1905	27	71	-44	1943	-224	-51	-173
1906	-112	-12	-100	1944	-171	6	-177
1907	-213	-124	-89	1945	-174	84	-258
1908	-202	-198	-4	1946	-112	148	-260
1909	-128	-191	63	1947	-135	245	-380
1910	-112	-233	121	1948	-79	274	-353
1911	-130	-273	143	1949	58	308	-250
1912	-198	-272	74	1950	138	349	-211
1913	-230	-272	42	1951	97	304	-207
1914	-214	-268	54	1952	94	312	-218
1915	-68	-245	177	1953	190	318	-128
1916	33	-196	229	1954			
1917	81	-108	189				
р. Иртыш — Тобольск							
1922	227	115	112	1938	126	294	-168
1923	163	92	71	1939	290	402	-112
1924	59	105	-46	1940	377	486	-108
1925	10	108	-98	1941	485	540	-55
1926	-90	24	-114	1942	364	477	-113
1927	-284	-44	-160	1943	272	420	-148
1928	-297	-12	-285	1944	161	340	-179
1929	-438	-120	-318	1945	135	303	-168
1930	-491	-143	-348	1946	129	280	-151
1931	-534	-217	-317	1947	31	148	-117
1932	-512	-202	-310	1948	-100	-22	-78
1933	-446	-148	-292	1949	-202	-164	-38
1934	-322	-64	-258	1950	-249	-224	-25
1935	-267	-2	-265	1951			
1936	-262	43	-305				
1937	-94	153	-247				

$\bar{q}_{\phi 10}$ и $\bar{q}_{p 10}$ — фактические и расчетные средние десятилетние расходы;
 $\Delta \bar{q}_{10}$ — ошибки расчета.

в пределах тех же вероятностей (табл. 4). Так, например, если по исходной кривой обеспеченности величина расходов в отклонениях от нормы 1%-ной и 5%-ной обеспеченности (р. Нева—Петрокрепость) на любой период равна соответственно 1170 и 800 м³/сек, то по условным кривым обеспеченности эти расходы на период 1924—1933 гг. изменяются в пределах от 1700—950 и 950—650 м³/сек, а на период 1938—1947 гг. 910—420 и 610—260 м³/сек. Естественно, что учет различия этих расходов может представить существенный интерес при перспективном планировании режима работы водохозяйственных сооружений.

Представляется, что некоторый смысл такие расчеты на L лет вперед могут иметь и для максимального стока. Так, в табл. 4. приведены характеристики распределения максимального стока в каждом году по р. Амур—Черняево на многоводный (1954—1963 гг.) и маловодный (1941—1950 гг.) десятилетние периоды, рассчитанные по формулам (13) и (14). Здесь же по этим характеристикам для каждого года представлены расходы обеспеченностью 0,1; 1; и 5%. Различие расходов на тот и другой периоды между собой и по сравнению с расходами по безусловной кривой обеспеченности представляется нам весьма убедительным и учет его, возможно, мог бы принести некоторую пользу.

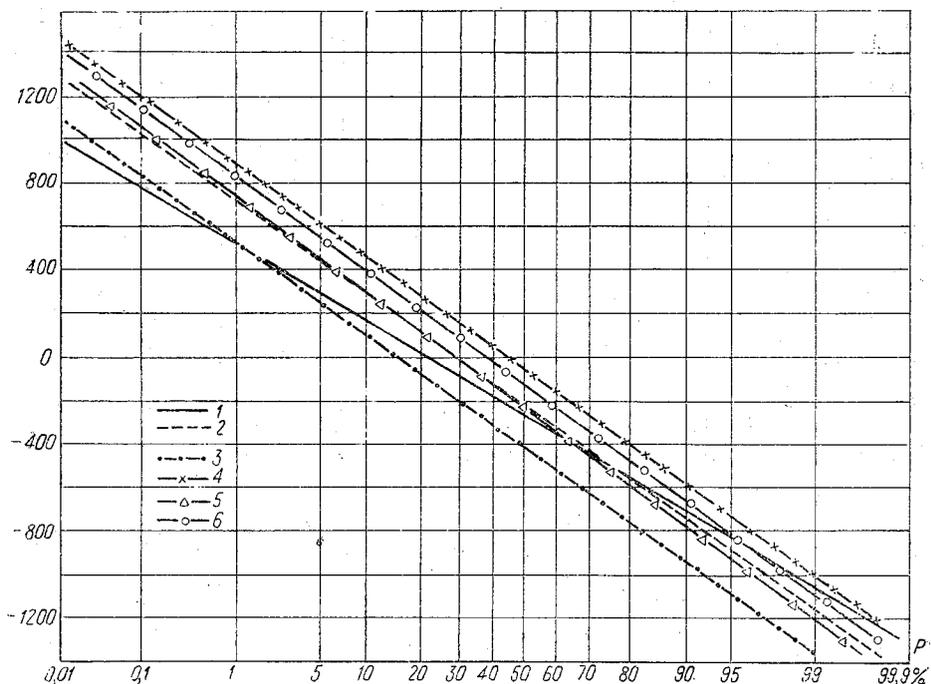


Рис. 4. Поле вероятностей среднего годового стока в отклонениях от нормы на период 1938—1947 гг. по р. Нева — Петрокрепость:

1 — кривая обеспеченности возможных значений стока на 1938 г.; 2 — 1939, 1942, 1944, 1945 гг.; 3 — 1940, 1941 гг.; 4 — 1943 г.; 5 — 1946 г.; 6 — 1947 г.

Третьим следствием приведенного разложения является возможность перейти к оценке средней водности на будущий период в 2—10 лет, что пока в гидрологических расчетах не производится. В частности,

таким путем может быть оценена вероятность наступления многоводного периода:

$$\bar{Q} \geq Q_0 \equiv \bar{q} \geq 0,$$

где \bar{Q} — средние значения годового стока за период L лет ($2 \leq L \leq 10$ лет);

Q_0 — среднее многолетнее значение годового стока;

\bar{q} — среднее значение годового стока в отклонениях от нормы, или маловодного периода:

$$\bar{Q} \leq Q_0 \equiv \bar{q} \leq 0.$$

Действительно, средний годовой сток, допустим, за десятилетний период в отклонениях от нормы

$$\bar{q}_{10} = \frac{\sum_{i=1}^{10} q_{t+i}}{10} \quad (15)$$

является функцией случайных стохастически связанных величин q_{t+i} , характеризующихся математическим ожиданием $m_{q(t+i)}$ и корреляционной матрицей K_{ij} . Для оценки водности этого периода необходимо определить математическое ожидание $m_{\bar{q}_{10}}$ и среднее квадратическое отклонение $\sigma_{\bar{q}_{10}}$ среднего десятилетнего расхода.

Так как функция (15) линейна, то по теореме о числовых характеристиках имеем

$$m_{\bar{q}_{10}} = \frac{\sum_{i=1}^{10} m_{q(t+i)}}{10} \quad (16)$$

$$\sigma_{\bar{q}_{10}}^2 = \frac{1}{100} \left[\sum_{i=1}^{10} \sigma_{q(t+i)}^2 + 2 \sum_{i < j} K_{ij} \right], \quad (17)$$

где K_{ij} — корреляционный момент величин $q_{(t+i)}$, $q_{(t+j)}$:

$$K_{ij} = R_{ij} \sigma_{q(t+i)} \cdot \sigma_{q(t+j)}. \quad (18)$$

Принимая в первом приближении, что средние десятилетние значения стока подчиняются нормальному закону распределения, по полученным значениям числовых характеристик можно построить кривые распределения возможных значений стока в будущем и оценить вероятность $\bar{q}_i \geq 0$ или $\bar{q}_i \leq 0$.

Произведем, например, такую оценку по рядам среднего годового стока р. Нева—Петрокрепость и р. Иртыш—Тобольск.

Математические ожидания величины стока в каждый год рассматриваемых десятилетних периодов определялись по формуле (6) на ЭВМ «Раздан». Их средние десятилетние значения представлены в табл. 5, здесь же даны действительные значения среднего десятилетнего стока. На рис. 5 приведены кривые обеспеченности отклонений

рассчитанных значений от математических ожиданий, по которым и произведена оценка вероятностей $P(\bar{q}_{10} \geq 0)$. Для сравнения в табл. 6 дана оценка прогноза отклонений от нормы в ту или иную сторону обычным способом и при 10%-ном допуске.

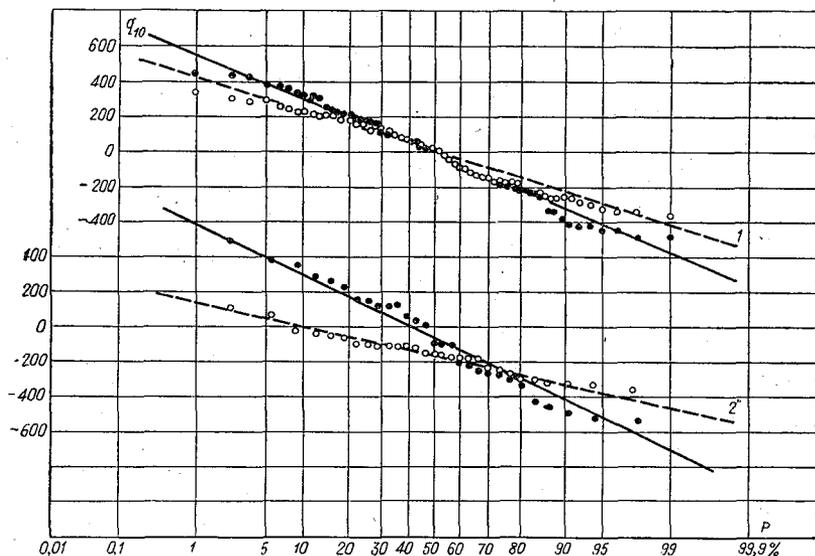


Рис. 5. Кривые обеспеченности исходных рядов среднего десятилетнего стока (● —) и ошибки прогноза (○ —) (в отклонениях от нормы: 1 — р. Нева — Петрокрепость, 2 — р. Иртыш — Тобольск).

Таблица 6

Оценка прогноза знака отклонений от нормы

Река—пункт	Обеспеченность	
	по исходному ряду	при 10%-ном допуске
Средние годовые расходы		
Нева—Петрокрепость	80	90
Иртыш—Тобольск	83	92
Максимальные расходы		
Нева—Петрокрепость	86	93
Амур—Черняево	80	86

Такая же оценка средних десятилетних значений произведена и по рядам максимального стока. Точность оценки в том и другом случае оказалась вполне удовлетворительной.

Таким образом, по разложению (6) оказывается возможно дать не только качественный прогноз отклонений водности за достаточно длительный период ($L \leq 10$ лет), но и оценить вероятные величины этих отклонений.

В заключение необходимо сделать следующие замечания.

Во-первых, нельзя не отметить некоторую условность предлагаемой схемы разложения рядов стока, заключающуюся в том, что с уточнением методики прогноза по формуле (4) следует ожидать изменение соотношения колебаний полученных последовательностей в сторону увеличения удельного веса циклической составляющей и уменьшения случайной.

Во-вторых, с увеличением продолжительности охватываемого срока за пределы 8—10 лет происходит увеличение критерия случайности

$$\delta = \frac{D_{\alpha}}{D_a}, \quad (19)$$

где D_{α} и D_a — дисперсии случайных отклонений и исходного ряда, и вырождение условных кривых обеспеченности за год или период в безусловную кривую построенную обычным способом по исходному ряду наблюдений. Таким образом, условные кривые обеспеченности могут использоваться лишь для уточнений возможных значений стока на сравнительно короткий период.

ЛИТЕРАТУРА

1. Алехин Ю. М. Динамико-статистический метод прогноза геофизических макропроцессов. Тр. ЛГМИ, вып. 11, 1961.
2. Алехин Ю. М. Статистические прогнозы в геофизике. Изд-во ЛГУ, 1963.
3. Вентцель Е. С. Теория вероятностей. Физматгиз, 1962.
4. Гостев А. Д. Математическое описание режима расходов рек. «Проблемы регулирования речного стока, вып. 1, изд-во АН СССР, 1947.
5. Дружинин И. П. и др. Речной сток и геофизические процессы. «Наука», 1966.
6. Ефимович П. А. Вопросы водохозяйственных расчетов в гидрологии, ОНТИ НКТП, 1937.
7. Картвелишвили Н. А. Теория вероятностных процессов в гидрологии и регулирование речного стока. Гидрометеиздат, 1967.
8. Крицкий С. Н., Менкель М. Ф. О приемах исследования случайных колебаний речного стока. Тр. НИУ ГУГМС, сер. IV, вып. 29, 1946.
9. Пугачев В. С. Теория случайных функций и ее применение к задачам автоматического регулирования. Физматгиз, 1962.
10. Рождественский А. В. Статистический анализ циклических колебаний некоторых стоковых рядов. Тр. ЛГМИ, вып. 26, 1964.
11. Соколовский Д. Л. Применение кривых распределения к установлению вероятных колебаний годового стока рек Европейской части СССР, Гостехиздат, 1930.
12. Хомерики И. В. К вопросу исследований циклических вариаций речного стока. Сообщения АН Груз. ССР, т. 36, № 3, 1964.

О КОРРЕЛИРОВАННОСТИ ПРОЦЕССОВ ЦИРКУЛЯЦИИ АТМОСФЕРЫ И ГОДОВОГО СТОКА В СЕВЕРНОМ И СЕВЕРО-ВОСТОЧНОМ РАЙОНАХ ЕТС И ОПЫТ СВЕРХДОЛГОСРОЧНОГО ПРОГНОЗА СТОКА

В статье приводятся данные о коэффициентах корреляции годового стока рр. Печоры, Сухоны, Вятки и Оки с индексами циркуляции атмосферы Вительса и Вангенгейма при различном многолетнем осреднении этих процессов и двух вариантах временных сдвигов между ними. Излагается метод сверхдолгосрочного прогноза осредненных значений годового стока по предшествующим погодным условиям.

Вопрос о коррелированности различных природных процессов явился в последние годы объектом многих исследований, например [1, 4, 5]. В значительной мере это объясняется появлением быстродействующих электронно-счетных машин, позволяющих резко сократить трудоемкость подобных исследований.

В данной статье излагаются результаты вычисления коэффициентов корреляции годового стока на четырех реках севера и северо-востока ЕТС с индексами атмосферной циркуляции Вительса и Вангенгейма. На практике эти результаты могут быть полезными как для гидрологов, работающих в области сверхдолгосрочных прогнозов и расчетов стока (имея в виду методы моделирования рядов стока), так и для метеорологов, исследующих сравнительную эффективность различных индексов атмосферной циркуляции. Вычисления произведены по программе, составленной автором на ЭВМ «Раздан-2» в вычислительной лаборатории ЛГМИ.

Исходными данными работы послужили многолетние ряды годового стока в створах: р. Печора—п. Усть-Цильма (с 1932 г. по 1962 г.), р. Сухона—п. Рабаньга (с 1891 г. по 1962 г.), р. Вятка—г. Киров (с 1891 г. по 1962 г.), р. Ока—г. Муром (с 1891 г. по 1962 г.) и многолетние ряды индексов циркуляции Вительса для 4-го синоптического района (индексы N_z , I_z , I_A , I_d) с 1900 г. по 1962 г. и индексов циркуляции Вангенгейма (W , E , C) с 1891 г. по 1962 г. Значения индексов были взяты из [2, 3], буквенные обозначения индексов сохранены такими же, как в этих двух работах.

Методика исследования заключалась в следующем. Все исходные многолетние ряды (стока и индексов) осреднялись скользящим образом по пяти периодам T (6, 10, 14, 18 и 22 года). Затем для каждого из этих периодов производилось коррелирование осредненного ряда стока с осредненными рядами всех индексов циркуляции в двух вариантах: при сдвигах стоковых рядов и индексов циркуляции относительно друг-

друга, равных нулю и $\tau = T/2$; иначе говоря, для каждого индекса циркуляции и каждого периода осреднения T определялись коэффициенты корреляции зависимостей двух видов:

$$\bar{Q}_{t+T} = f(\bar{I})_{t+T}, \quad (1)$$

$$\bar{Q}_{t+T} = f(\bar{I})_{\frac{T}{2}-t+\frac{T}{2}}. \quad (2)$$

где \bar{Q}_{t+T} — средний расход за период T лет от t -го года;

\bar{I}_{t+T} — средний индекс циркуляции за период T лет от t -го года;

$\bar{I}_{\frac{T}{2}-t+\frac{T}{2}}$ — средний индекс циркуляции атмосферы за период T лет,

взятый со сдвигом по отношению к периоду осреднения стока (\bar{Q}_{t+T}) на половину периода T ; например, если за t принять 1920 г., то в (2) при $T = 6$ средний индекс циркуляции берется за период с 1917 по 1923 г.

Результаты вычислений коэффициентов корреляции по зависимостям (1) и (2) приведены в табл. 1.

Для каждой реки и каждого периода осреднения в табл. 1 приведены коэффициенты корреляции осредненных расходов с семью различными годовыми индексами циркуляции при сдвиге, равном нулю ($\tau = 0$) и сдвиге на $T/2$ ($\tau = T/2$). Всего было вычислено 280 коэффициентов корреляции. Для конкретизации анализа приведенных в табл. 1 данных примем в качестве минимально допустимой величины коэффициента корреляции 0,75 [что примерно соответствует обеспеченности зависимостей (1) и (2) 80%]. Коэффициенты $\geq 0,75$ отмечены в таблице курсивом.

Цель анализа заключалась в выявлении индекса циркуляции, для которого получено наибольшее число повышенных коэффициентов корреляции $r \geq 0,75$, а также в выявлении рек, для которых по всем индексам циркуляции получены наибольшие количества таких коэффициентов. Результаты анализа приведены в табл. 2 и 3.

Как следует из табл. 2, наиболее тесная связь со стоком рек района при $\tau = 0$ имеют индексы Вангенгейма W (число повышенных коэффициентов корреляции с этим индексом составляет 45% от общего числа коэффициентов) и индекс Вительса I_{zcp} (55%); при $\tau = T/2$ соответственно индекс E (42%) и индекс I_{zcp} (42%). В отличие от этого очень плохо связаны со стоком индекс C (5% повышенных r при $\tau = 0$ и 0% при $\tau = T/2$) и индекс I_{Acp} (15% при $\tau = 0$ и 16% при $\tau = T/2$).

Из табл. 3 следует, что наиболее тесная связь стока с циркуляцией атмосферы наблюдается в северной и северо-восточной частях ЕТС (р. Печора, Сухона, Вятка), где количество повышенных коэффициентов корреляции при $\tau = 0$ достигает 40—43%. В отличие от этого, на р. Ока (центр ЕТС) количество этих коэффициентов резко понижено (всего 9%). Однако при $\tau = T/2$ положение явно меняется. Больше число повышенных r наблюдается на р. Ока; на реках же севера процент этот значительно меньше (за исключением р. Сухоны). Данные табл. 2 и 3 позволяют сделать следующие выводы.

1. Колебания водности рек рассмотренного района наиболее тесно связаны с колебаниями западного и, в несколько меньшей степени, восточного переноса воздушных масс над территорией ЕТС по Вангенгейму, а также с колебаниями среднегодовой циклоничности по Вительсу.

Таблица Г

Коэффициенты корреляции годового стока с индексами атмосферной циркуляции

Индекс	Река—створ	Период осреднения									
		6		10		14		18		22	
		0	T/2	0	T/2	0	T/2	0	T/2	0	T/2
<i>E</i>	р. Печора—	0,04	-0,26	0,23	-0,50	0,37	-0,54	0,20	0,31	-0,72	—
<i>W</i>	п. Усть-	-0,14	-0,20	-0,13	0,22	-0,28	0,51	-0,69	-0,32	-0,81	—
<i>C</i>	Цильма	-0,02	0,30	-0,25	0,44	-0,37	0,36	0,20	0,17	0,86	—
<i>N_z</i>		0,66	0,62	0,83	0,65	0,95	0,91	0,91	0,17	0,88	—
<i>I_d</i>		0,61	0,61	0,80	0,79	0,77	0,60	0,84	0,51	0,72	—
<i>I_{zcp}</i>		-0,78	-0,77	-0,84	-0,83	-0,92	-0,74	-0,86	-0,19	-0,88	—
<i>I_{Acp}</i>		-0,38	-0,11	-0,08	0,23	-0,55	-0,19	-0,45	0,39	-0,89	—
<i>E</i>	р. Сухона—	-0,24	-0,53	-0,43	-0,77	-0,63	-0,86	-0,77	-0,85	-0,84	-0,83
<i>W</i>	п. Рабаньга	0,32	0,41	0,57	0,52	0,72	0,45	0,77	0,41	0,82	0,42
<i>C</i>		-0,08	0,24	-0,14	0,34	-0,22	0,45	-0,25	0,54	-0,26	0,6
<i>N_z</i>		0,63	0,69	0,71	0,86	0,74	0,88	0,78	0,72	0,79	0,62
<i>I_d</i>		0,48	0,45	0,71	0,71	0,77	0,75	0,83	0,75	0,79	0,66
<i>I_{zcp}</i>		-0,59	-0,72	-0,78	-0,85	-0,82	-0,83	-0,85	-0,78	-0,87	-0,63
<i>I_{Acp}</i>		0,26	0,16	0,53	0,48	0,63	0,60	0,71	0,66	0,81	0,65
<i>E</i>	р. Вятка—	-0,75	-0,57	-0,84	-0,59	-0,87	-0,70	-0,89	-0,77	-0,91	-0,78
<i>W</i>	г. Киров	0,59	0,40	0,71	0,44	0,79	0,33	0,80	0,39	0,83	0,42
<i>C</i>		0,33	0,31	0,22	0,21	-0,00	0,33	-0,14	0,46	-0,18	0,56
<i>N_z</i>		0,44	0,49	0,53	0,62	0,67	0,64	0,77	0,66	0,72	0,60
<i>I_d</i>		0,37	0,23	0,56	0,58	0,76	0,71	0,83	0,79	0,84	0,66
<i>I_{zcp}</i>		-0,44	-0,53	-0,58	-0,62	-0,74	-0,71	-0,82	-0,73	-0,82	-0,55
<i>I_{Acp}</i>		0,18	-0,03	0,42	0,48	0,66	0,66	0,73	0,78	0,76	0,73
<i>E</i>	р. Ока—	-0,33	-0,42	-0,36	-0,57	-0,48	-0,71	-0,63	-0,86	-0,71	-0,82
<i>W</i>	г. Муром	0,63	0,66	0,73	0,84	0,87	0,84	0,92	0,87	0,94	0,83
<i>C</i>		-0,29	-0,20	-0,41	-0,22	-0,57	-0,19	-0,59	-0,08	-0,58	-0,07
<i>N_z</i>		0,14	0,31	0,11	0,66	0,12	0,84	0,22	0,95	0,27	0,97
<i>I_d</i>		0,44	0,26	0,49	0,64	0,54	0,76	0,59	0,90	0,64	0,96
<i>I_{zcp}</i>		-0,26	-0,44	-0,34	-0,69	-0,37	-0,80	-0,41	-0,91	-0,47	-0,94
<i>I_{Acp}</i>		0,46	0,10	0,56	0,53	0,66	0,68	0,70	0,83	0,73	0,93

2. В наихудшей связи с колебаниями водности рек района находятся колебания меридионального переноса воздушных масс (C), а также колебания среднегодовой антициклоничности $I_{A_{cp}}$.

Таблица 2

Количество коэффициентов корреляции $r \geq 0,75$ (в % от общего числа) по каждому индексу циркуляции в сумме для всех рассмотренных рек

Индекс циркуляции	E		W		C		N_z		I_d		I_{zcp}		$I_{A_{cp}}$	
	0	$T/2$	0	$T/2$	0	$T/2$	0	$T/2$	0	$T/2$	0	$T/2$	0	$T/2$
Величина сдвига τ	0	$T/2$	0	$T/2$	0	$T/2$	0	$T/2$	0	$T/2$	0	$T/2$	0	$T/2$
Количество $r \geq 0,75$, %	35	42	45	21	5	0	35	31	45	37	55	42	15	16

Таблица 3

Количество коэффициентов корреляции $r \geq 0,75$ (в % от общего числа) по всем индексам циркуляции для каждой реки в отдельности

Река—створ	Количество $r \geq 0,75$, %	
	$\tau=0$	$\tau=T/2$
р. Печора—п. Усть-Цильма	43	14
р. Сухона—п. Рабаньга	40	32
р. Вятка—г. Киров	43	11
р. Ока—г. Муром	9	49

3. В территориальном отношении более тесную связь с процессами циркуляции атмосферы имеет сток рек севера и северо-восточного района. В центре района, если судить по р. Ока, эта зависимость значительно слабее (примерно в 3—4 раза).

4. Однако при сдвигах стоковых рядов на половину периода осреднения $\tau = T/2$ наибольшее количество повышенных r получено для р. Ока. Видимо, это можно объяснить разностью фаз колебаний атмосферной циркуляции и стока на реках севера и центра района. Так, на р. Печора и Вятка количество повышенных r при $\tau = T/2$ явно меньше, чем при $\tau = 0$. Очевидно, в этой части района колебания атмосферной циркуляции и стока происходят примерно синхронно. Над центром же района, судя по данным р. Ока, колебания атмосферной циркуляции, видимо, происходят со сдвигом, близким к половине периода по отношению к колебаниям стока.

5. Данные табл. 3 для $\tau = T/2$ свидетельствуют о возможности применения зависимости вида (2) для сверхдолгосрочных прогнозов стока с заблаговременностью $T/2$ (особенно на реках центра ЕТС). В связи с этим, согласно данным табл. 1, наиболее перспективными для использования в сверхдолгосрочных прогнозах стока, являются следующие индексы циркуляции атмосферы: E — для р. Сухона—п. Рабаньга (r колеблется от 0,77 до 0,86 при всех периодах осреднения, кроме $T = 6$; W для р. Ока—г. Муром (r колеблется от 0,83 до 0,87 так же за исключением $T = 6$) и индексы N_z , \bar{I}_d и \bar{I}_{zcp} — для р. Ока—г. Муром при значениях T , равных 14, 18 и 22 года.

6. Учитывая, что все изложенные выводы получены для небольшого числа рек района, их следует считать ориентировочными. Однако закономерности, отмеченные в пунктах 1, 2, 3 и 4, оказались достаточно четко выраженными.

Как видно из зависимости (2), она может быть использована в целях сверхдолгосрочного прогноза стока с заблаговременностью половины периода осреднения $T/2$. Для подтверждения этого были произведены расчеты и даны поверочные прогнозы на р. Ока—г. Муром. Использовался ряд годовых значений стока продолжительностью 54 года и устанавливалась связь его с индексом циклонической циркуляции Вительса N_z [1].

Поскольку из табл. 1 известно, что этот ряд имеет при скользящем осреднении по $T = 18$ и $T = 22$ и при сдвиге, равном $T/2$, высокий коэффициент корреляции, то, используя уравнение регрессии и имея данные о количестве дней с циклонической циркуляцией за последующие $T/2$ лет, можно вычислить расчетное значение стока (осредненного по T лет) на $T/2$ лет вперед. Уравнение регрессии для данного случая имеет вид

$$\bar{Q}_{t+T} = \bar{Q}_0 + A \left(\bar{N}_z \frac{T}{2} - t + \frac{T}{2} - \bar{N}_{z_0} \right), \quad (3)$$

где \bar{Q}_{t+T} — расчетное значение стока, осредненное по T лет;

\bar{Q}_0 — среднее многолетнее значение стокового ряда;

\bar{N}_{z_0} — среднее многолетнее значение числа дней с циклонической циркуляцией Вительса;

$\bar{N}_z \frac{T}{2} - t + \frac{T}{2}$ — среднее значение числа дней с циклонической циркуляцией, взятое со сдвигом по отношению к периоду осреднения на половину периода T ;

A — коэффициент регрессии, который в данном конкретном случае имеет следующие значения: при $T = 18$, $A = 6,97$ и при $T = 22$, $A = 6,94$.

Теперь, получив расчетные значения стока, осредненные за T лет, можно дать прогноз стока с заблаговременностью $T/2$ лет и осредненного за $T/2$ лет по равенству

$$\bar{Q}_{\left(\frac{T}{2}, II\right)} = 2 \bar{Q}_{t+T} - \bar{Q}_{\left(\frac{T}{2}, I\right)}, \quad (4)$$

где \bar{Q}_{t+T} — расчетное значение стока, осредненное за T лет;

$\bar{Q}_{\left(\frac{T}{2}, I\right)}$ — фактическое значение стока, осредненное за $T/2$ лет;

$\bar{Q}_{\left(\frac{T}{2}, II\right)}$ — прогнозное значение стока, осредненное за $T/2$ лет.

Например, $\bar{Q}(1918—1926 \text{ гг.})_{\text{прогн}} = 2\bar{Q}(1909—1926 \text{ гг.})_{\text{расч}} - \bar{Q}(1909—1917 \text{ гг.})_{\text{факт}}$.

Все результаты произведенных расчетов представлены в табл. 4. В графах 2 и 3 приведены фактические ряды стока на р. Ока—г. Муром и индекс циклонической циркуляции Вительса для четвертого синоптического района, поскольку р. Ока—г. Муром находится в четвертом синоптическом районе по классификации Вительса. В графах 4 и 5 даны осредненные значения

Таблица 4

Расчет прогнозных значений стока при $T=18$ и $T=22$ и $\tau=T/2$ по уравнению регрессии

Год	$Q_{ср.г.}$	N_z	\bar{Q}^{18}	\bar{N}_z^{18}	\bar{Q}_p^{18}	\bar{Q}_Φ^9	$\bar{Q}_{пр}^9$	δ	\bar{Q}^{22}	\bar{N}_z^{22}	$\bar{Q}_{p_i}^{22}$	\bar{Q}_Φ''	$\bar{Q}_{пр}''$	δ
1900	—	200	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1901	—	175	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1902	—	238	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1903	—	185	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1904	—	230	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1905	—	227	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1906	—	198	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1907	—	182	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1908	—	215	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1909	988	235	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1910	690	195	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1911	645	181	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1912	957	175	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1913	903	211	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1914	836	185	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1915	1230	223	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1916	1050	217	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1917	1190	218	—	205	—	943	—	—	—	—	—	—	—	—
1918	781	217	—	206	—	920	—	—	—	—	—	—	—	—
1919	1000	192	—	207	—	955	—	—	—	—	—	—	—	—
1920	987	185	—	204	—	993	—	—	—	—	—	—	—	—
1921	472	234	—	207	—	939	—	—	—	205	—	914	—	—
1922	840	215	—	206	—	932	—	—	—	206	—	931	—	—
1923	855	213	—	205	—	934	—	—	—	208	—	922	—	—
1924	1020	177	—	204	—	911	—	—	—	205	—	933	—	—
1925	680	219	—	206	—	869	—	—	—	207	—	919	—	—
1926	1310	162	913	203	950	883	957	-74	—	203	—	926	—	—
1927	1090	197	919	201	957	917	994	-77	—	202	—	930	—	—
1928	1250	211	950	202	963	945	971	-26	—	203	—	935	—	—
1929	1080	184	974	202	943	955	893	62	—	203	—	962	—	—
1930	622	172	955	202	963	972	987	-15	—	201	—	928	—	—
1931	1040	184	963	200	957	994	982	12	—	198	—	933	—	—
1932	1160	193	981	201	950	1028	966	62	954	198	949	995	984	11
1933	987	188	967	199	943	1024	975	49	970	199	958	1009	985	24
1934	925	156	960	195	957	1052	1045	7	969	198	969	1015	1016	-1
1935	773	183	937	193	937	992	991	1	963	197	949	992	965	27
1936	911	163	945	190	924	972	931	41	966	196	963	1013	1007	6
1937	770	146	932	188	930	919	915	4	945	192	935	964	944	20
1938	738	167	918	187	930	881	905	-24	931	190	929	932	928	4
1939	667	176	929	184	930	886	888	-2	907	188	935	879	935	-56
1940	710	206	922	183	917	849	840	9	904	187	935	846	908	-62
1941	1030	181	931	181	924	835	820	15	905	187	922	883	916	-33
1942	989	233	930	184	910	835	796	39	905	189	901	878	869	9
1943	571	227	924	185	884	795	716	79	910	189	901	825	807	18
1944	689	178	889	186	871	786	750	36	903	187	908	798	807	-9
1945	662	203	865	186	851	758	730	28	894	187	901	774	787	-13
1946	887	184	845	185	838	771	757	14	888	187	895	784	798	-14
1947	995	179	840	184	831	800	781	19	903	185	888	792	763	29
1948	871	203	854	186	811	823	736	87	883	187	861	801	758	43
1949	590	210	829	188	805	809	761	48	860	188	848	787	764	23
1950	603	203	798	188	792	762	749	13	830	187	834	782	789	-7
1951	835	167	790	187	811	745	787	-42	819	186	828	793	810	-17
1952	1040	211	796	190	818	797	841	-44	838	—	828	794	773	21
1953	1000	182	809	190	825	831	864	-33	836	—	840	795	802	-7
1954	638	—	794	—	825	829	892	-63	813	—	840	801	855	-55
1955	1100	—	812	—	818	852	865	-13	818	—	828	838	858	-20
1956	806	—	816	—	818	831	822	9	812	—	828	851	882	-31
1957	836	—	825	—	825	828	827	1	815	—	828	847	872	-25
1958	934	—	838	—	838	866	867	-1	816	—	814	841	836	5
1959	911	—	831	—	838	900	914	-14	823	—	828	845	855	-10
1960	920	—	827	—	831	909	917	-8	831	—	834	875	881	-7
1961	818	—	841	—	851	885	905	-20	839	—	828	894	874	20
1962	1000	—	858	—	851	885	871	14	851	—	821	909	849	60

$\frac{1}{5} A_m = 61; P_{np} = 22\%; P_m = 81\%.$

$\frac{1}{5} A_m = 48; P_{np} = 39\%; P_m = 90\%.$

стока и числа дней с циклонической циркуляцией по скользящему осреднению при $T = 18$ (\bar{Q}_p^{18} и \bar{N}_z^{18}). В графе 6 записаны расчетные значения \bar{Q}_p^{18} , вычисленные по формуле (3). В графе 7 приведены осредненные значения Q_{ϕ}^9 по $T/2 = 9$, исходя из фактических данных. В графе 8 дается непосредственно прогноз осредненного по 9 лет расхода воды с заблаговременностью 9 лет по формуле (4). В табл. 4 величина осредненного значения отнесена на конец периода. Индекс вверху буквенного обозначения указывает на период скользящего осреднения. Например, $Q_{\text{пр}}^9$ — прогнозное значение стока, осредненное по 9 лет. Знак δ означает ошибку прогноза. Оценка прогноза производилась по количеству ошибок, превышающих $1/5$ многолетней амплитуды колебания осредненного фактического ряда. Обеспеченность метода прогноза определялась как отношение числа удовлетворительных прогнозов к общему числу поверочных прогнозов.

В графах 10 и 11 приведены осредненные по $T=22$ значения расходов и индексов циклоничности Вительса. В графе 12 записаны расчетные значения Q_{ϕ}^{22} , вычисленные по формуле (3). В графе 13 даются осредненные значения Q_{ϕ}^{11} по $T/2 = 11$, исходя из фактического ряда. В 14 графе дается прогноз осредненного значения стока (период осреднения 11 лет) с заблаговременностью 11 лет, вычисленный по формуле (4).

Как можно видеть из табл. 1, коэффициент корреляции стокового ряда с индексом циклоничности N_z при $T = 18$ и сдвиге $T/2$ имеет значение 0,95. Расчеты, произведенные по вышеуказанным формулам, показали, что при природной обеспеченности $P_{\text{пр}}$, равной 22%, обеспеченность метода прогноза ($P_{\text{м}}$) составляет 81%.

При осреднении по $T=22$ и $\tau=T/2$ значение коэффициента корреляции составляет 0,97. И при природной обеспеченности, равной 39%, обеспеченность метода прогноза увеличивается до 90%.

ЛИТЕРАТУРА

1. Борисенков Е. П. Физико-статистические методы анализа и предвычисления метеорологических полей. Тр. ААНИИ, т. 263, 1963.
2. Вительс Л. А. Характеристики барико-циркуляционного режима. Гидрометеоиздат, 1965.
3. Каталог макросиноптических процессов по классификации Г. Я. Вангенгейма 1891—1962 гг. Изд. ААНИИ, 1964.
4. Пановский Г. А., Брайер Г. В. Статистические методы в метеорологии. Гидрометеоиздат, 1967.
5. Сомов Н. В. Асинхронность и цикличность колебаний стока крупных рек СССР. Тр. ЦИП, вып. 117, 1963.

Н. Н. Соловьева

СТАТИСТИЧЕСКИЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ И ТИПИЗАЦИЯ ДОЖДЕЙ В БАССЕЙНЕ ВЕРХНЕГО АМУРА

В статье приводится характеристика выдающихся дождей в бассейне Верхнего Амура, даются значения повторяемости слоев осадков различных диапазонов по станциям. Предлагается районная типизация фигур дождей по положению их максимальных ординат, дается повторяемость дождей каждого типа по станциям района.

Проектирование гидрографов по генетической формуле на неизученных водотоках требует решения трех задач, а именно: выбор типового распределения дождей, расчет потерь и построение кривой распределения стока. Большинство работ по расчетам гидрографов паводков посвящено вопросу выбора той или иной схемы построения кривой распределения стока. Между тем, даже хорошее соответствие наблюдаемых и вычисленных паводков на основании применения той или иной схемы кривой распределения стока и возможность типизации ее ординат для неизученных водосборов не дает полного решения вопроса о возможности проектирования гидрографов на таких водосборах. Для проектирования гидрографов $P\%$ -ной обеспеченности на неизученных водотоках необходимо решить вопрос выбора того типового по форме дождя при обеспеченной на $P\%$ сумме осадков за дождь, который даст на данном водосборе гидрограф $P\%$ -ной обеспеченности.

Задача отыскания расчетного хода дождя, т. е. выбор расчетного изменения интенсивности дождя по продолжительности, представляется чрезвычайно сложной не только практически, но и методически.

В большинстве работ в качестве расчетного дождя при проектировании гидрографов принимается реальный дождь, вызвавший в данном районе катастрофический паводок. Решение вопроса в таком плане можно считать лишь первым шагом, так как с полной уверенностью можно утверждать, что точно такой же дождь не повторится никогда.

При проектировании гидрографов для каждого бассейна должен быть принят в качестве расчетного такой дождь, у которого установленной расчетной продолжительности соответствовал бы расчетный объем и некоторое определенное очертание дождя.

Какое же должно быть принято очертание дождя?

В природе фигуры дождей чрезвычайно разнообразны и неповторимы. Но естественно, что для расчетов стока интерес представляют дожди, которые дают наиболее высокие паводки. Во всех случаях это бывают дожди, у которых на каком-то отрезке наблюдается участок высокой интенсивности.

Следовательно, типизация дождей должна быть произведена по положению максимальных ординат по ходу дождей.

Из типовых же фигур дождя в качестве расчетных должны быть выбраны те, которые при одном и том же объеме дадут больший максимум.

В работе вопрос типизации осадков рассмотрен для бассейна Верхнего Амура.

Бассейн Верхнего Амура характеризуется небольшим годовым количеством осадков, в среднем 300—350 мм. Распределение их по сезонам года очень неравномерно. По всему району выпадает зимой 2—6, весной 7—18; летом 51—76, осенью 13—16% годового количества осадков, причем максимум осадков наблюдается в июле—августе, минимум — в феврале. Всего за теплый сезон выпадает 75—95, а за холодный 25—5% годового количества осадков.

Область отличается малым числом дней с осадками в году. В среднем насчитывается 60 дождливых дней за год. Наибольшее количество дней с осадками наблюдается в июле—августе, наименьшее — в январе—феврале.

На территории можно отметить довольно значительные суточные максимумы осадков. Так, для г. Читы суточный максимум составляет 104 мм, для ст. Горбицы — 97 мм, для г. Сретенска — 60 мм.

Преобладание летних осадков объясняется особенностями летней циркуляции. В летнее время в районе происходит встреча континентального тропического воздуха с континентальным полярным. Обостряется фронтальная деятельность, приводящая к возникновению циклонов.

Другая особенность циркуляции заключается в том, что в летние месяцы нагорья, особенно южные, сильно нагреваются, над ними устанавливаются области низкого давления, возникают обширные циклоны.

В это же время значительного развития достигает тихоокеанский антициклон. Гребень его направлен на запад и занимает районы восточной Азии. Развитие этого гребня способствует интенсивному переносу теплых и влажных воздушных масс с океана на континент, которые нередко достигают районов бассейна Верхнего Амура.

Все метеорологические и синоптические условия приводят к тому, что лето, особенно его вторая половина, — это период затяжных дождей, когда выпадает около 80% общего годового количества осадков. Естественно, поэтому, что паводки на реках проходят летом, причем нередко они носят характер катастрофических наводнений.

Наиболее выдающиеся дожди, вызвавшие очень сильные паводки и наводнения на реках района, за имеющийся период наблюдений отмечались в июле 1936, 1949, 1954, 1956, 1958 и 1959 годов. Максимальная интенсивность дождей в отдельных случаях достигала 6,0 мм/мин.

27 июля 1936 г. по г. Чита за продолжительность 1 ч выпало 20 мм осадков, максимальная интенсивность достигла 3,0 мм/мин, средняя 0,33 мм/мин. По другим станциям района записей этого дождя не имеется, но известно, что этот дождь вызвал значительный подъем уровней на рр. Нерче и Аргуни.

Дожди 17—19 июля 1949 г. забракованы. Эти дожди вызвали большой паводок на реках района. Обусловливались эти дожди следующей синоптической обстановкой. Во второй декаде июля 1949 г. над Хабаровским краем и югом Иркутской области располагались поля высокого давления. Над Монголией и Забайкальем находилось обширное поле низкого давления. К 17 июля произошел вынос морских воздушных масс с Охотского моря на Забайкалье, что привело к обострению фронтальной деятельности и выпадению сильных дождей. За 17—18 ию-

ля выпало осадков в Чите 229 мм, Атамановке 208 мм, Улетах 210 мм, Дешулане 127 мм.

Самыми выдающимися являются дожди 6—11 июля 1958 г., которые вызвали катастрофические наводнения на рр. Газимур, Шилка, Аргунь, Амур. Эти дожди были вызваны серией южных циклонов, охвативших восточное Забайкалье. В результате из записей самописцев видно, что по ст. Шелопугино выпало 95,2 мм, дождь длился 36 ч 38 мин. По ст. Горбица за 7—8 июля за 27 ч 50 мин выпало 87,7 мм, а за 10—11 июля за 25 ч 35 мин выпало 68,4 мм. Дожди 6—11 июля имели огромную площадь распространения, большие продолжительность и слой, но малую интенсивность; максимальная интенсивность не превышала 0,79 мм/мин. По средней интенсивности эти дожди даже не входят в нормы Э. Ю. Берга. Однако эти дожди вызвали исторически большой паводок на малых и больших реках района.

Перечень выдающихся дождей по станциям района дается в табл. 1, схема расположения станций на рис. 1.

Расчетные характеристики и типовые фигуры дождей получены по записям осадков самописцами по ст. Чита, Могоча, Горбица, Сретенск, Шилка и Дарасун за весь период работы этих станций, включая данные за 1966 г. Эти станции имеют наиболее продолжительные ряды наблюдений по самописцам, кроме того, станции расположены в различных частях бассейна.

Рассмотрены все дожди, давшие слой больше 10 мм. Всего за теплый сезон в этом районе выпадает в среднем 5—7 дождей со слоем 10 мм и более. Распределение таких дождей на всех станциях подчиняется общей закономерности. Количество и мощность ливней увеличивается от мая к августу. Наибольшее число дождей выпадает в июле—августе.

Количество ливней в мае по всем станциям незначительно и составляет 1—6% от общего числа ливней за все годы наблюдений. Это растянутые во времени дожди мало интенсивные с небольшим слоем осадков.

В июне количество ливней по всем станциям увеличивается и составляет за все годы от 0 до 21% от общего числа ливней.

В июле ливневая деятельность увеличивается. Количество ливней составляет от 25 до 48%, а на высоко расположенной ст. Дарасун 64%. Ливни носят затяжной характер при большой интенсивности и большом слое осадков.

В августе выпадает от 23 до 38% ливней. В сентябре ливневая деятельность уменьшается до 8—25%. В основном это продолжительные дожди с малой интенсивностью и небольшим слоем осадков.

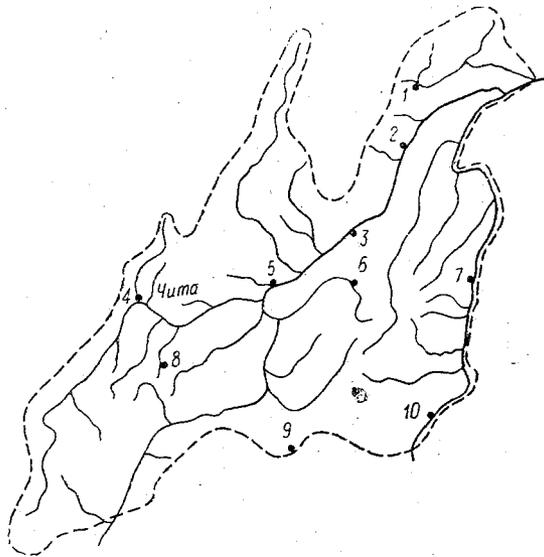


Рис. 1. Схема расположения метеостанций

Шилка и Дарасун за весь период работы этих станций, включая данные за 1966 г. Эти станции имеют наиболее продолжительные ряды наблюдений по самописцам, кроме того, станции расположены в различных частях бассейна.

Таблица 1

Характеристика дождей

№ на схеме	Станция	Годы	Дата	Слой за дождь, мм	Продолжительность,		Интенсивность, мм/мин	
					час	мин	средняя	максимальная
1	Могоча	1956	10—12/VII	56,0	26	45	0,03	0,27
		1958	7—8/VII	77,2	26	50	0,04	0,30
		1958	10—11/VII	68,4	25	35	0,05	0,23
2	Горбича	1956	27/VII	45,5	3	13	0,23	3,00
		1958	7—8/VII	87,0	27	50	0,05	0,25
3	Сретенск	1958	7—8/VII	79,8	24	11	0,05	0,18
		1962	28/VI	47,5	1	27	0,50	5,90
		1966	11/VII	28,2	2	03	0,23	6,10
4	Чита	1938	10—11/VII	35,7	8	35	0,07	0,52
5	Шилка	1954	6/VII	35,8	5	49	0,10	1,00
6	Шелопугино	1958	6—8/VII	95,2	34	48	0,04	0,14
		1959	15/VIII	21,6	1	00	0,30	1,58
7	Нерчинский завод	1953	13/VII	20,4	0	36	0,57	2,90
		1959	27/VII	28,2	18	02	0,03	0,16
		1959	28/VII	26,0	2	40	0,16	1,18
8	Дарасун	1958	14/VII	32,6	2	28	0,22	1,90
		1959	27—28/VII	51,0	11	50	0,07	1,05
		1959	16—17/VII	59,4	23	07	0,04	0,70
9	Соловьевск	1958	26—27/VII	44,5	23	10	0,02	0,32
10	Кайластуй	1958	24/VI	100,0	10	40	0,15	1,30
		1958	10/VII	42,0	5	55	0,12	0,80

По продолжительности ливни отличаются большой амплитудой, от нескольких минут до 35 ч. Ливни продолжительностью до одного часа составляют от 0 до 8% от общего числа ливней. Наибольшую повторяемость имеют ливни продолжительностью от 1 до 10 ч. В этом интервале времени выпадает 59—83% ливней. Причем наибольшую повторяемость имеют дожди со слоем от 10 до 30 мм. Дожди со слоем осадков 30—50 мм выпадают гораздо реже, еще реже встречаются дожди со слоем 50—70 мм и более 70 мм.

Дожди продолжительностью более суток встречаются также редко. На отдельных станциях за весь период наблюдений зарегистрировано всего по одному дождю, длившемуся более суток. Распределение числа дождей по слою и продолжительности в процентах от общего числа по станциям района дается в табл. 2.

Кривые хода дождей, построенные по всем дождям, показали чрезвычайно разнообразное изменение интенсивности по времени.

Это различие наблюдается не только на дождях, выпадающих на разных станциях, но и дождях по каждой станции. Несмотря на это разнообразие, все дожди удалось разделить на отдельные типы (рис. 2). В основу типизации взято положение по ходу дождей максимальных интенсивностей.

Таблица 2

Распределение дождей по слою и продолжительности

Станция	Общее число дождей	Интервалы слоя, мм	Число дождей по интервалам продолжительностей (в час) в процентах от общего числа дождей								
			<1	1-2	2-4	4-6	6-8	8-10	10-12	12-24	>24
Чита	138	10-20	5	12	19	8	8	7	5	7	—
		20,1-30	1	1	2	2	5	1	1	6	2
		30,1-40	—	—	—	—	—	1	—	4	2
		>40,1	—	—	1	—	—	—	—	—	—
		Всего	6	13	22	10	13	9	6	17	4
Могоча	80	10-20	2	4	13	18	14	4	5	10	1
		20,1-30	—	1	—	4	5	—	—	5	1
		30,1-40	—	1	—	—	—	—	—	2	1
		>40,1	—	—	1	—	—	—	—	4	4
		Всего	2	6	14	22	19	4	5	21	7
Горбица	58	10-20	3	3	19	14	5	5	7	10	—
		20,1-30	—	—	2	2	7	—	—	10	2
		30,1-40	—	—	—	2	—	—	—	5	—
		>40,1	—	—	2	—	—	—	—	2	—
		Всего	3	3	23	18	12	5	7	27	2
Среденск	81	10-20	3	9	16	11	4	15	12	6	—
		20,1-30	1	—	5	3	1	—	—	3	1
		30,1-40	—	—	—	—	—	1	1	3	—
		>40,1	—	1	1	—	—	—	1	1	1
		Всего	4	10	22	14	5	16	14	13	2
Шилка	62	10-20	8	2	18	10	10	14	2	3	—
		20,1-30	—	—	5	2	6	3	—	5	2
		30,1-40	—	—	—	3	2	—	—	3	—
		>40,1	—	—	—	—	—	—	2	—	—
		Всего	8	2	23	15	18	17	4	11	2
Дарасун	59	10-20	2	7	10	13	12	3	5	15	—
		20,1-30	2	—	—	3	3	2	—	5	—
		30,1-40	—	—	2	—	—	—	—	2	2
		>40,1	—	—	—	—	—	—	2	5	5
		Всего	4	7	12	16	15	5	7	27	7

Выделены следующие восемь типов (рис. 2):

Тип I. Максимальная интенсивность наблюдается в начале дождя, в первой 1/10 части общей продолжительности дождя выпадает более 30% от общего количества осадков за дождь.

Тип II. Максимальная интенсивность наблюдается в первой трети дождя, в первых 3/10 продолжительности выпадает более 40% слоя.

Тип III. Максимальная интенсивность наблюдается в середине дождя, в средних 2/10 продолжительности выпадает более 40% слоя.

Тип IV. Максимальная интенсивность наблюдается в последней трети дождя, в последних 3/10 выпадает более 40% слоя.

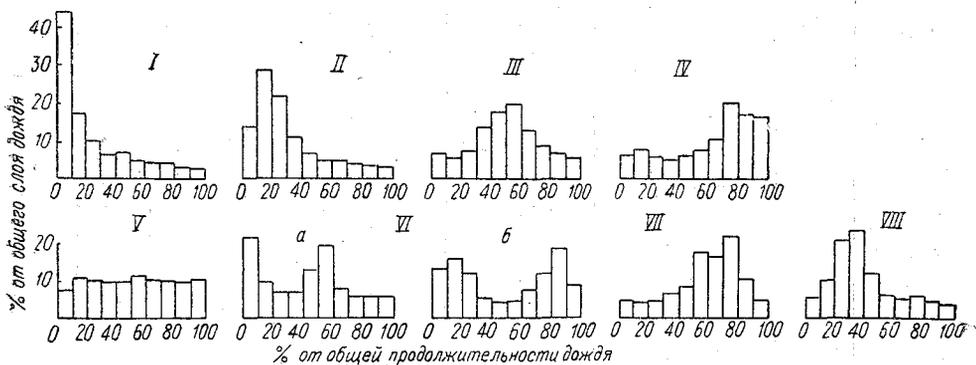


Рис. 2. Типы дождей

Тип V. Равномерный ход дождя. Разница между максимальными и минимальными слоями за отдельные десятые доли продолжительности не превышает 10% от слоя дождя за весь дождь.

Тип VI. В период дождя наблюдается два максимума. Причем максимумы могут быть расположены в первой и второй третях дождя, либо в первой и последней третях продолжительности.

Тип VII. Максимальная интенсивность наблюдается при переходе от середины к последней трети дождя, в шестой, седьмой и восьмой десятых продолжительности выпадает более 50% от слоя за весь дождь.

Тип VIII. Максимальная интенсивность наблюдается при переходе от первой трети к середине дождя, в третьей, четвертой и пятой десятых дождя выпадает более 50% количества осадков за дождь.

Для этих восьми типов дождей на каждой станции было найдено среднее распределение слоев осадков по продолжительности. Затем было рассчитано среднее по району распределения дождей по типам (табл. 3).

На рис. 2 даются типы дождей. Повторяемость дождей различных типов по станциям не одинакова (табл. 4). Наиболее часто повторяются дожди I—IV типов. Тип V встречается редко. В целом можно отметить, что для западной части территории (ст. Чита и Дарасун) преобладающими типами дождей являются I, II и III. Наиболее выдающиеся по слою и продолжительности дожди относятся к этим же типам. На восточной части территории преобладает II тип дождя (ст. Могоча, Сре́тенск, Горбица), наиболее выдающиеся дожди относятся ко II, III и IV типам. Для средней части территории наиболее характерны дожди III типа (ст. Шилка), выдающиеся дожди относятся к III и VIII типам.

Таким образом, установлена типизация дождей и выделены наиболее часто повторяющиеся типы. Для расчета гидрографов должны быть приняты те расчетные типы, которые дадут наибольшие максимумы

мы при данном расчетном слое. Очевидно, что расчетным дождем не может быть тип V, поскольку такие дожди отличаются равномерной интенсивностью и не имеют сгущения максимальных интенсивностей.

Тип VI с двумя максимумами по ходу дождя также не может быть расчетным. Тип I, у которого максимальная интенсивность расположена в начале дождя, также не должен приниматься за расчетный, так как в начале дождя наблюдаются наибольшие потери как на поверхностную аккумуляцию, так и инфильтрацию. По этой же причине не должен назначаться расчетным тип II.

Таблица 3

Районная типизация дождей

Тип дождя	Средние		Количество осадков в % от слоя за дождь за интервалы дождя в % от продолжительности									
	слой, мм	продолжительность, час мин	0-10	11-20	21-30	31-40	41-50	51-60	61-70	71-80	81-90	91-100
I	17,0	6 41	44,0	16,3	9,3	6,0	6,8	4,2	4,0	3,9	2,9	2,6
II	17,8	6 48	13,8	28,3	21,8	10,1	6,3	4,8	4,8	3,8	3,4	2,9
III	23,6	9 47	6,1	5,3	7,2	13,2	17,1	19,2	12,3	8,0	6,7	4,9
IV	24,6	12 18	5,9	7,3	5,4	4,9	5,8	7,4	10,2	19,8	16,9	16,1
V	21,7	15 36	7,0	10,6	9,9	9,8	9,6	11,3	10,0	10,1	9,6	10,1
VI	10,3	10 26	21,1	9,4	6,6	6,8	12,7	19,0	7,5	5,7	5,6	5,6
	21,5	8 41	13,0	15,4	11,7	5,0	4,4	4,6	7,3	11,7	18,5	8,3
VII	12,0	5 49	4,3	4,3	4,4	6,7	8,4	17,7	16,4	21,9	10,8	5,1
VIII	14,2	8 14	5,5	10,2	21,1	23,8	12,1	6,2	5,8	6,2	4,7	4,4

Таблица 4

Повторяемость (%) дождей различных типов

Станция	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	Тип не установлен
Чита	25,5	21,6	21,6	9,8	2,9	2,0	2,9	7,8	5,9
Дарасун	17,2	17,2	17,2	10,4	—	—	17,2	10,4	10,4
Могоча	13,6	20,5	15,9	13,6	2,3	4,5	4,5	13,7	11,4
Сретенск	7,1	23,8	14,3	11,9	—	11,9	9,5	14,3	7,2
Горбица	4,8	33,2	9,5	14,3	—	19,0	4,8	4,8	9,5
Шилка	16,6	13,9	25,0	8,3	2,8	8,4	2,8	11,1	11,1

Таким образом, расчетными могут быть приняты типы III, IV, VII, VIII.

Выбор же единственного для бассейна типа должен быть произведен после поверочных расчетов.

ЛИТЕРАТУРА

1. Богомазова З. П., Третьякова М. П. Ливни Дальнего Востока. Тр. НИУ ГМС, сер. IV, вып. 2, 1941.
 2. Занина А. А. Дальний Восток. Вып. 6, Гидрометеиздат, 1958.

А. М. Догановский, В. Г. Орлов

ОБ УЧЕТЕ РЕДУКЦИИ ЖИДКИХ ОСАДКОВ В БАССЕЙНЕ р. КОЛЫМЫ

Рассмотрен вопрос изменения по площади суточного и многодневного слоя осадков. Даны рекомендации по учету редукции жидких осадков в зависимости от площади орошения в бассейне р. Колымы.

Распределение осадков по бассейну, характер их выпадения и продолжительность определяют тот или иной тип паводка.

Паводки в бассейне р. Колымы вызываются серией последовательных многосуточных дождей, составляющих дождевой период. Перерыв в одни сутки и даже более не приводит к окончанию паводка, а только несколько замедляет скорость подъема. Более длительные перерывы способствуют формированию многомодальных паводков. Такой характер выпадения дождей в бассейне р. Колымы наблюдается повсеместно и значительно чаще, чем изолированные дожди. Следует заметить, что в состав дождевого периода могут входить и генетически неоднородные дожди, образованные при прохождении различных фронтов, следующих друг за другом, или внутримассовые.

Многодневные дожди связаны, как правило, с циклонической деятельностью и наблюдаются в июне—августе, т. е. в период прохождения наибольшего количества циклонов. Анализ циклонической деятельности этого района подробно приведен в [1]. Согласно этим данным, основные траектории циклонов проходят в верхней и частично в нижней частях бассейна р. Колымы. При этом характерно направление траекторий с запада на восток и юго-восток для нижней части бассейна и с юго-запада на восток и северо-восток — для верхней.

Деление бассейна на две части (верхнюю и нижнюю) — чисто условное. Верхняя часть представляет собой горную страну с высотами до 2—2,5 тыс. м и с более густой сетью пунктов наблюдений за осадками. На площади примерно в 100—150 тыс. км² находится 22 метеостанции (не считая постов). Нижняя часть имеет более низкие отметки. Горы расположены только на востоке. Здесь более редкая сеть метеостанций. На площади в 500 тыс. км² расположено всего 10 метеостанций. Такое распределение пунктов наблюдений за осадками дает более надежный учет максимальных слоев в верхней части бассейна.

В качестве примера рассмотрим дождевой период, сформировавший высокий паводок 1953 г., прошедший на Колыме в конце июля и давший довольно значительные максимальные расходы и объем. Перевалив через водораздельный хребет 10/VII, дожди охватили правобережье верховья Колымы, 11/VII они распространились до сред-

ней части бассейна, а 12—13/VII весь бассейн был охвачен дождями. Этот дождевой период продолжался почти до конца месяца. При этом на ряде метеостанций был отмечен перерыв в выпадении осадков на 1—2 и даже 3 суток. Особенно это относится к нижней части бассейна, где продвигавшийся фронт оказался значительно деформированным.

В отличие от описанного примера, когда весь бассейн оказался охваченный дождями, вызванными прохождением одного циклона, возможны соединения нескольких циклонов, например движущихся с юго-запада и запада. Охватывая огромные площади, такие многодневные дожди имеют несколько центров, которые непостоянны во времени и пространстве, что создает значительную неравномерность в распределении осадков по бассейну. Неравномерность еще более усиливается наличием горного рельефа, а количество осадков с высотой увеличивается.

Как известно, средняя величина слоя осадков зависит не только от продолжительности дождя, но и от площади орошения. С увеличением площади орошения уменьшается слой осадков. Это явление одинаково присуще как осадкам, выпавшим за один дождь, так и многодневным дождям.

Вопрос о редукации (уменьшении) слоя осадков по площади в бассейне Колымы изучен недостаточно, хотя некоторые разработки в этом направлении имеются. В частности, детально исследован вопрос о редукации осадков для малых бассейнов [4]. Авторы этой работы на примере нескольких дождемерных кустов в верхней части Колымы произвели подробный анализ изменения осадков на площади до 6000 км² и разработали рекомендации по учету снижения слоя дождя с увеличением площади орошения.

Целью настоящей работы является исследование и учет редукации слоев осадков как суточных, так и многодневных для дождей, охватывающих большие площади.

Учет редукации осадков необходим при расчете максимальных расходов воды дождевого происхождения по формулам редукационного типа. В этом случае учитывается редукация максимального суточного слоя, величина которого входит в расчетную формулу. Учет редукации необходим также и при определении максимальных объемов воды от многодневных дождевых периодов по формулам объемного типа.

Для того чтобы учесть редукацию в этих случаях, рассмотрим отдельно изменение суточного и многодневного слоя в зависимости от площади орошения. Для решения этого вопроса были отобраны наибольшие слои за сутки и дождевые периоды в бассейне Колымы, охватывающие всю площадь (более 600 тыс. км²). При отборе дождей использованы данные одних и тех же метеостанций, исключение составляет 1939 г. Отбор производился по дате максимального суточного слоя, а затем по продолжительности дождевого периода на этой станции выбирался расчетный период для остальных станций бассейна (табл. 1).

По значениям суточных и многодневных слоев были построены и подвергнуты анализу схематические карты изогнет дождей. Анализ их показал, что основные центры дождей формируются, как правило, в верхней и реже нижней частях бассейна. Это может быть объяснено тем, что наиболее значительные дожди формируются в циклонах, траектории которых проходят через верховье бассейна. В то же время эта часть бассейна имеет более высокие абсолютные отметки, что, как отмечалось, способствует увеличению количества осадков.

Значения максимальных суточных и многодневных слоев осадков рассматриваемых дождевых периодов

Станция	Дата максимального суточного слоя	Максимальный суточный слой, мм	Продолжительность многодневного дождевого периода	Многодневный слой осадков, мм
Бохапча	22/VIII 1939 г.	49,4	20—25/VIII 1939 г.	140,6
Аркагала	17/VI 1948 г.	42,5	15—17/VI 1948 г.	47,5
Стрелка	26/VII 1951 г.	44,1	20—27/VII 1951 г.	85,5
Каньон	23/VI 1953 г.	53,4	23—27/VI 1953 г.	78,1
Пестрая Дресва .	21/VII 1953 г.	53,8	16—22/VII 1953 г.	106,8
Колымская верхняя	16/V 1957 г.	34,3	16—20/V 1957 г.	55,4
Пестрая Дресва . .	9/VIII 1958 г.	37,0	9—10/VIII 1958 г.	37,6
Илирней	26/VI 1959 г.	27,7	24—26/VI 1959 г.	30,7

Построенные карты дают возможность определить значения средневзвешенных слоев осадков и получить их зависимость от площади орошения. Эти зависимости показывают, что уменьшение слоя осадков по площади происходит неравномерно — вначале резко, а затем более плавно (рис. 1). Кривые рис. 1 являются верхними огибающими для серии кривых, характеризующих изменение рассматриваемых суточных и многодневных осадков по площади.

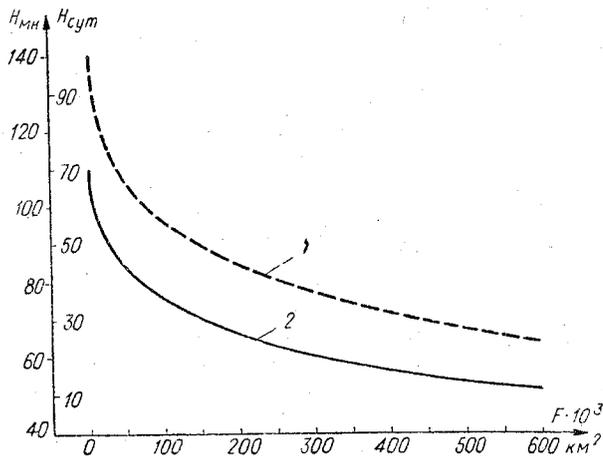


Рис. 1. Зависимость средневзвешенного слоя осадков от площади орошения для верхней огибающей: 1—для суточного слоя, 2—для многодневного слоя

На основании полученных данных вычислены коэффициенты редукции осадков по площади по формуле

$$K_F = \frac{H_i}{H_0},$$

где K_F — коэффициент редукции осадков по площади F ;

H_i — средневзвешенный слой осадков на площади F_i ;

H_0 — максимальный слой осадков в центре дождя.

Полученные значения K_F позволили построить график (рис. 2) его зависимости от площади $K_F = f(F)$. Анализ графика позволяет сделать следующий вывод.

Слой осадков за сутки на площади в 1000 км^2 практически мало отличается от слоя в центре дождя, а это указывает на то, что для бассейнов с площадью водосбора менее 1000 км^2 можно не вводить поправочных коэффициентов на редукцию осадков, а использовать для расчетов слой дождя в центре. При увеличении площади охвата слой дождя резко уменьшается, а, начиная с площади 300 тыс. км^2 , дальнейшее ее увеличение существенно не изменяет величины средневзвешенного слоя.

Несколько по иному изменяется средневзвешенный слой для многодневных дождевых периодов. Здесь характерно резко убывание его до площади $2-3 \text{ тыс. км}^2$, а затем происходит равномерное убывание. На площади примерно в 300 тыс. км^2 максимальный многодневный слой осадков уменьшается на 50% от значения его в центре, такое же уменьшение суточного слоя наблюдается на площади в 30 тыс. км^2 .

Полученные зависимости коэффициента редукции от площади позволили рассчитать поправки на редукцию слоя осадков по площади для суточного и многодневного периодов (табл. 2).

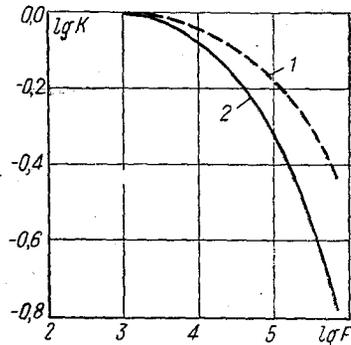


Рис. 2. Зависимость коэффициента редукции осадков от площади орошения:
1 — для многодневного дождевого периода,
2 — для суточного слоя

Таблица 2

Значения средневзвешенных слоев осадков и коэффициентов редукции от площади орошения

Площадь орошения, км^2	Центр.	1 тыс.	3 тыс.	5 тыс.	10 тыс.	50 тыс.	100 тыс.	200 тыс.	400 тыс.	600 тыс.
Суточный слой, мм	70	69	67	65	58	44	36	27	16	13
Слой за дождевой период, мм . .	140	139	138	135	125	105	95	83	69	61
$K_1 = \frac{H_i}{H_0}$	1,0	0,99	0,96	0,93	0,83	0,63	0,52	0,39	0,23	0,19
$K_2 = \frac{H_i}{H_0}$	1,0	0,99	0,98	0,97	0,89	0,75	0,67	0,58	0,46	0,40

Выводы

1. При увеличении площади охвата дождем уменьшается средневзвешенный слой осадков. Учет этого изменения необходим при расчетах максимальных расходов и объемов воды дождевого происхождения.

2. Для бассейна Колымы необходимо вводить поправочный коэффициент на редукцию осадков с площади 1000 км^2 для суточного слоя и с площади 3000 км^2 для многодневного дождевого периода.

ЛИТЕРАТУРА

1. Архангельский В. Л. Пути и скорости перемещения циклонов и антициклонов в Восточной Сибири и на Дальнем Востоке. Тр. ДВНИГМИ, вып. 1, 1956.
2. Догановский А. М., Орлов В. Г. Анализ и расчет жидких осадков в бассейне Колымы. Тр. Магаданской ГМО, вып. 2, 1969.
3. Кузнецов А. С. Условия формирования дождевых паводков на реках бассейна Верхней Колымы. Магадан, 1966.
4. Левин А. Г., Мячиков В. Д. О редукции слоя осадков по площади вокруг подвижного центра дождя. Сб. работ по гидрологии, № 1, Гидрометеиздат, 1959.
5. Соколовский Д. Л. Речной сток. Гидрометеиздат, 1959.



СОДЕРЖАНИЕ

	Стр.
1. <i>Горошков И. Ф., Самохин А. А., Соловьева Н. Н.</i> Максимальные расходы дождевых паводков на реках бассейна Амура и методика их расчета . . .	3
2. <i>Соколовский Д. Л., Шелутко В. А.</i> О применимости кривой распределения Гамбела к оценке вероятности максимальных расходов	32
✓ 3. <i>Алехин Ю. М.</i> Проблема причинности в гидрометеорологических прогнозах большой заблаговременности	39
4. <i>Шикломанов И. А.</i> Выдающиеся паводки в августе 1965 г. в южном Приморье, их исследование и расчет при помощи электронного моделирующего устройства	46
5. <i>Шелутко В. А., Орлов В. Г.</i> Анализ условий применения метода годостанций	53
6. <i>Горошков И. Ф.</i> К вопросу расчета гидрографов паводков	74
7. <i>Соловьева Н. Н.</i> Типизация единичных гидрографов стока по физико-географическим характеристикам водосборов	88
✓ 8. <i>Гвоздева В. Г.</i> Функции спектральной плотности рядов наблюдений и опыт применения их для анализа цикличности годового стока рек ЕТС	97
✓ 9. <i>Алехин Ю. М., Гвоздева В. Г.</i> Усовершенствованный способ моделирования рядов годового стока с учетом их спектрального состава	105
10. <i>Шелутко В. А.</i> Методика построения условных кривых обеспеченности с учетом водности ближайшего периода	111
11. <i>Догановская Л. Н.</i> О коррелированности процессов циркуляции атмосферы и годового стока в северном и северо-восточном районах ЕТС и опыт сверхдолгосрочного прогноза стока	126
12. <i>Соловьева Н. Н.</i> Статистические характеристики и типизация дождей в бассейне Верхнего Амура	133
13. <i>Догановский А. М., Орлов В. Г.</i> Об учете редукции жидких осадков в бассейне р. Колымы	140



Редактор *З. Б. Ваксенбург*

Корректор *И. М. Морозова*

М 15625 Подп. к печати 13.06.69

Тираж 500

Объем 9¹/₈ печ л. Зак. 61

Типография ВОК

Цена 1 р. 20 к.

INDEX

1913

1913
1914
1915
1916
1917
1918
1919
1920
1921
1922
1923
1924
1925
1926
1927
1928
1929
1930
1931
1932
1933
1934
1935
1936
1937
1938
1939
1940
1941
1942
1943
1944
1945
1946
1947
1948
1949
1950
1951
1952
1953
1954
1955
1956
1957
1958
1959
1960
1961
1962
1963
1964
1965
1966
1967
1968
1969
1970
1971
1972
1973
1974
1975
1976
1977
1978
1979
1980
1981
1982
1983
1984
1985
1986
1987
1988
1989
1990
1991
1992
1993
1994
1995
1996
1997
1998
1999
2000
2001
2002
2003
2004
2005
2006
2007
2008
2009
2010
2011
2012
2013
2014
2015
2016
2017
2018
2019
2020
2021
2022
2023
2024
2025