

МИНИСТЕРСТВО ВЫСШЕГО И СРЕДНЕГО СПЕЦИАЛЬНОГО
ОБРАЗОВАНИЯ РСФСР

ЛЕНИНГРАДСКИЙ ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИЙ ИНСТИТУТ

ТРУДЫ

ВЫПУСК 47

ВОПРОСЫ МЕТОДИКИ РАСЧЕТОВ
И ПРОГНОЗОВ СТОКА

Под редакцией
д-ра техн. наук проф. Д. Л. СОКОЛОВСКОГО
и канд. географ. наук В. Г. ОРЛОВА



ЛЕНИНГРАД
1972

УДК 519.272+551.482

*Одобрено Ученым советом
Ленинградского гидрометеорологического
института*

Сборник содержит результаты исследования методов расчета и прогнозов стока. В первой статье излагаются разработанные рекомендации по методике расчетов максимального стока в бассейне р. Олекмы, основанные на натурных исследованиях и теоретических обобщениях.

В ряде статей даются методы расчетов гидрографов дождевых паводков, основанные на учете хода осадков с использованием ЭМУ. В других статьях сборника рассматривается вопрос о достоверности и надежности корреляционных функций рядов годового стока, методика сверхдолгосрочного прогноза дат ледовых явлений и продолжительности навигации в бассейне р. Лена, анализируются закономерности выпадения осадков на северо-востоке СССР и другие вопросы, связанные с гидрологическими расчетами.

Сборник рассчитан на специалистов гидрологов, гидротехников, а также аспирантов и студентов гидрологических специальностей.

А. М. Догановский, В. Г. Орлов,
Н. Н. Соловьева

ИССЛЕДОВАНИЕ И РАЗРАБОТКА МЕТОДА РАСЧЕТА МАКСИМАЛЬНОГО СТОКА НА РЕКАХ БАССЕЙНА р. ОЛЕКМЫ

ВВЕДЕНИЕ

Освоение природных ресурсов Сибири связано с проектированием и строительством железных и шоссейных дорог. Для решения этих задач необходимо знание максимальных расходов редкой повторяемости, на величину которых рассчитывается водопропускная способность мостовых переходов.

Настоящая работа посвящена разработке рекомендаций по расчету максимальных расходов воды на малых и средних реках в бассейне р. Олекмы. Учитывая недостаточность гидрометеорологических данных в этом районе, при разработке расчетных рекомендаций использованы материалы наблюдений в бассейнах соседних рек: Витима, верхнего Алдана, правобережья Зеи и левобережья Верхнего Амура, а также проведено полевое обследование малых водотоков бассейна р. Олекмы с целью определения максимальных расходов по меткам горизонтов высоких вод (ГВВ).

В полевых и камеральных работах принимали участие сотрудники кафедры инженерной гидрологии старшие инженеры Т. А. Соколова, А. А. Усанкин и техник В. Я. Бокина.

Научное руководство осуществлял заведующий кафедрой профессор, доктор технических наук Д. Л. Соколовский.

I. КРАТКАЯ ФИЗИКО-ГЕОГРАФИЧЕСКАЯ И КЛИМАТИЧЕСКАЯ ХАРАКТЕРИСТИКА РАЙОНА

Исследуемый район, куда относится не только бассейн р. Олекмы, но и соседние бассейны рек Витима, Алдана, Зеи и левобережье Верхнего Амура, расположен в южной части Восточной Сибири и занимает площадь около 700 тыс. км².

Рельеф. Территория района представляет собой горную страну, где широко развиты горные хребты, преимущественно северо-восточного простирания, и высокие плато.

В бассейне верхней Олекмы, или в так называемом Олекминском Становике, господствуют сравнительно короткие хребты: Джалиро-Тунгирский, Витимо-Нерчинский и др. Хребты достигают высоты 1500—1800 м и разделены глубокими и широкими продольными впадинами, являющимися долинами рек.

На правобережье р. Олекмы начинается Становой хребет, состоящий из ряда отдельных коротких хребтов.

На севере района расположено Олекмо-Чарское нагорье, состоящее из невысоких (1000—1400 м) возвышенностей.

Климатическая характеристика. Ввиду того, что рассматриваемая территория находится на большом удалении от Атлантического океана и отгорожена от Тихого океана целым рядом горных хребтов, воздушные массы с океана не проникают в нижние слои атмосферы. Проникая же в верхние слои, они оказывают большое влияние на формирование и режим облачности, а следовательно и осадков. Открытость территории с севера способствует проникновению арктического воздуха.

Условия циркуляции атмосферы существенно изменяются от сезона к сезону.

На климат района большое влияние оказывает также рельеф местности. Особенно форма гор и их высота. Горы не только задерживают воздушные массы, но и изменяют направление их движения. Здесь часто можно наблюдать особую местную циркуляцию воздуха, выражющуюся в горно-долинных ветрах.

Осадки. Количество выпадающих осадков и их распределение как во времени, так и в пространстве тесно связано с географическим положением рассматриваемой территории и происходящими здесь атмосферными процессами. Вследствие антициклонического режима зима на большей части территории сухая и малоснежная, осадки выпадают в периоды прохождения редких циклонов. Усиление циклонической деятельности в теплую часть года приводит к резкому увеличению осадков летом. Циклоническая деятельность увеличивает в восточных районах количество осадков от 400—500 мм на западе, до 600—700 мм на востоке. Уменьшение осадков до 300—400 мм наблюдается в северной части территории и на юго-западе.

Плавный характер изменения осадков нарушается сложными формами рельефа. Под влиянием горных хребтов, плоскогорий и впадин происходит перераспределение осадков по территории: они увеличиваются на наветренных склонах и уменьшаются на подветренных. Например, количество осадков в высокогорных районах Яблонового хребта увеличивается до 800 мм.

Распределение осадков внутри года крайне неравномерно: в холодную его часть выпадает, как правило, не более 10—20% общего количества, в то время как в теплую часть — 80—90%. Соотношение осадков за теплую и холодную части года не остается постоянным по территории, а увеличивается с запада на восток, что оказывает существенное влияние на формирование преобладающих максимумов снегового или дождевого происхождения на реках.

Максимум осадков, как правило, наблюдается в июле—августе, и за этот период может выпасть более 50% общего количества осадков, причем в июле бывает до 12—15 дней с осадками. В этот период наблюдается и наибольшая интенсивность их выпадения. Осадки выпадают в виде отдельных дождей, но наиболее часто такие дожди проходят сериями, формируя так называемые дождевые периоды, продолжительность которых часто превышает 5—7 дней. Именно такие затяжные дожди вызывают катастрофические паводки на реках района.

Минимум осадков повсеместно приходится на февраль. Причем в некоторые годы количество осадков в этот период вообще равно нулю.

Многолетняя мерзлота. Рассматриваемая территория расположена на южной окраине области многолетней мерзлоты. Здесь многолетнемерзлые породы имеют островной характер, а площади, занятые талыми грунтами, увеличиваются в верховьях рек Олекмы и Витима. Мощность мерзлых пород весьма разнообразна и в северных частях района она превышает 100 м.

Многолетнемерзлые породы оказывают большое влияние на ряд природных процессов. Так, мерзлый грунт практически водонепроницаем, поэтому вода задерживается на верхней поверхности многолетнемерзлых пород, что ведет к сильному увлажнению верхних горизонтов и образованию так называемых «марей».

Непосредственное влияние на формирование поверхностных вод оказывает деятельный слой, который в теплую часть года оттаивает на различную глубину [1—2].

Общая характеристика гидрологического режима рек района

Речная сеть исследуемой территории принадлежит к бассейнам Северного Ледовитого и Тихого океанов. Реки Витим, Олекма, Алдан впадают справа в р. Лену, а Зея — в Амур.

По внутригодовому распределению стока, согласно классификациям Б. Д. Зайкова и П. С. Кузина, эти водотоки относятся к типу рек с весенним половодьем и летними паводками (дальневосточный подтип режима расходов). Характерной особенностью гидрологического режима является общая многоводность.

Например, средние многолетние модули стока в высокогорной части бассейнов Витима, Олекмы достигают 15—20 л/сек с 1 км², несколько ниже они на юге территории — 8 л/сек с 1 км². Распределение же стока внутри года крайне неравномерно. Суровые климатические условия, широкое распространение многолетнемерзлых пород предопределяют исключительное маловодье в зимний сезон, который продолжается до 7 месяцев в году. За это время на реках проходит не более 1—5% общего объема стока. Большинство же малых и средних водотоков вообще не имеют стока. Часто даже очень крупные реки промерзают до дна. Например, р. Витим у п. Калакан ($F=66300 \text{ км}^2$) не имеет стока в течение 2—3 месяцев, р. Олекма у п. Средняя Олекма ($F=37300 \text{ км}^2$) — в течение 1—2 месяцев.

Большая часть влаги переходит в твердое состояние в деятельном слое и идет на образование мощного ледяного покрова. Широкое развитие на реках получили наледи, которые являются аккумуляторами речных вод и способствуют уменьшению зимнего стока.

Паводочный режим на реках района начинается в апреле—мае. Вследствие частого возврата холдов гидрографы весенне-головодья, как правило, имеют многониковую форму даже на крупных реках, а наиболее высокие половодья формируются при больших снегозапасах и поздней дружной весне.

В конце мая на спаде половодья выпадают дожди, что приводит к формированию смешанного половодья. Особенно часто это наблюдается в высокогорных бассейнах, для которых характерно позднее окончание снеготаяния на высоких отметках, где осадки выпадают в твердом виде даже в июне, в то время как в долинах уже идут дожди.

Сроки начала весеннего половодья следуют за движением фронта снеготаяния, который продвигается с юга на север. Это вызывает на крупных реках частые заторы льда, сопровождающиеся высокими подъемами воды.

Объемы весеннего половодья и максимумы, следуя общему возрастанию снегозапасов, увеличиваются с запада на восток. В июне, как правило, доля талых вод незначительна, и на реках формируются дождевые паводки.

В течение летнего периода (июнь—сентябрь) на крупных реках обычно формируются 2—3 паводка, число которых соответствует числу дождевых периодов. На малых реках число паводков достигает 6—7.

Низкая летняя межень в основном отсутствует, что вызвано имеющим место дополнительным притоком воды от таяния мерзлого грунта, наледей и т. п. Очень низкая межень отмечена лишь на малых реках южных районов.

В сентябре прекращается поступление жидких осадков, температура воздуха становится отрицательной и начинается быстрая сработка запасов воды.

II. ОБЩАЯ ХАРАКТЕРИСТИКА МАКСИМАЛЬНОГО СТОКА

Гидрометеорологическая изученность и надежность исходных данных

При анализе материалов наблюдений за стоком на реках рассматриваемой территории использовались все имеющиеся данные по стоку за период наблюдений по 1968 г. включительно. Распределение створов по диапазонам площадей водосборов и продолжительности рядов наблюдений приведены в табл. 1.

Таблица 1

Количество створов по диапазонам площадей водосборов и продолжительность рядов наблюдений

Площадь водосбора, км ²	Число лет				Всего
	< 5	6—10	11—20	> 20	
< 100	13	1	4	2	20
100 — 1000	13	4	3	2	22
1000 — 10000	10	9	15	2	36
> 10000	3	4	10	9	26
Итого	39	18	32	15	104

По бассейнам рек распределение створов наблюдений следующее: бассейн р. Олекмы—23 створа; бассейн р. Гилюя—2; правые притоки р. Витима—10; верховье Алдана—19; левые притоки Шилки—31; р. Зея и ее правые притоки—21 створ.

На всей территории недостаточно освещены наблюдениями водотоки с малыми диапазонами площадей водосборов, а в бассейне Олекмы такие наблюдения по существу отсутствуют. Поэтому летом 1969 г. ЛГМИ произведено обследование малых рек с определением максимальных расходов по меткам ГВВ.

Недостатком данных по стоку на сети УГМС является очень слабая освещенность территории створами с длинными рядами наблюдений. В отношении надежности данных по стоку следует отметить, что в ряде случаев максимальные расходы определены ненадежно при экстраполяции кривых расходов на 40—50%.

В некоторых случаях максимальные расходы определены по данным односрочных наблюдений над уровнем воды, что для малых рек может привести к существенному занижению максимальных расходов. И наконец, на ряде рек максимальные расходы преуменьшены (на 20—30%) за счет недоучета стока на пойме и в протоках, где измерения расходов не производились. Поэтому необходимо, чтобы максимальные расходы, вычисленные косвенными методами, были во всяком случае не ниже наблюденных. Преувеличение же результатов расчета по формуле на 20—30% следует в дальнейшем рассматривать как фактическое совпадение вычисленных и наблюденных расходов редкой повторяемости.

Что касается метеорологической сети района, то надо отметить, что метеостанции, как правило, расположены в долинах рек, а горные и высокогорные области освещены недостаточно.

При вычислении расчетных метеорологических характеристик (часовой слой) использованы станции с периодом наблюдений 10 лет и более, а для анализа максимальных суточных слоев — все пункты, независимо от продолжительности [3, 4].

Полевое обследование водотоков

Для получения данных о максимальных расходах на малых водотоках в июне—августе 1969 г. экспедицией ЛГМИ было обследовано 77 водотоков, имеющих различную площадь водосбора (от 1 до 400 км^2).

Все обследованные водотоки представляют собой полугорные и горные реки, бассейны которых в большинстве случаев имеют одинаковую форму, характерную для бассейнов рассматриваемого района.

Средние высоты бассейнов рек изменяются от 500 до 2000 м. Уклоны рек значительные, особенно в их верхних частях и изменяются от 20—30% на водотоках, имеющих площади бассейнов более 100 км^2 , до 100—200% при площадях менее 50 км^2 . Залесенность бассейнов 70—80%, причем безлесные пространства наиболее часто расположены в верхних частях бассейнов, где распространены каменистые осыпи. Низовья рек представляют заболоченные участки. При этом, как показало обследование, на аккумуляцию максимального стока решающее влияние оказывают заболоченные площади, приуроченные к поймам рек.

Определение максимальных расходов воды проводилось по наиболее «свежим» меткам ГВВ, отнесенными к паводку 1968 г. по известной методике [5].

Анализ материалов наблюдений гидрометслужбы за стоком и осадками 1968 г. показал, что дожди, вызвавшие наибольшие в году паводки, охватили очень большую территорию, однако

таводки не относятся к категории высоких и обеспеченность их максимумов не превышает 20—30 %.

Полученные значения максимальных модулей стока использованы для построения зависимости $\frac{M}{\delta} = f(F)$ за 1968 год, где

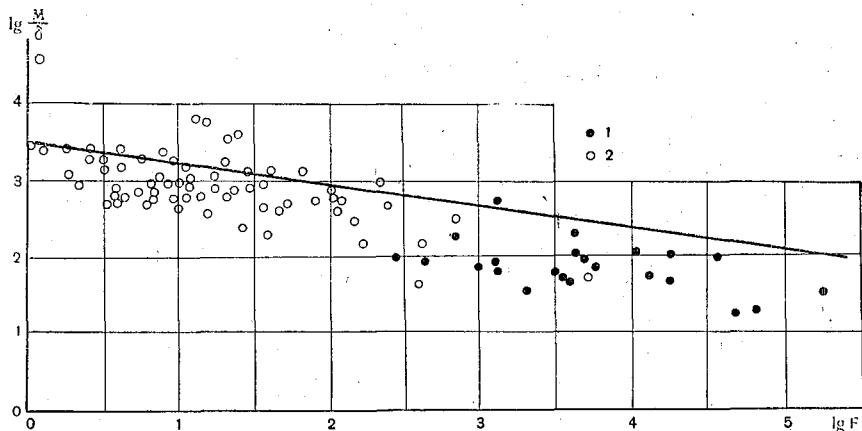


Рис. 1. Зависимость максимального модуля стока от площади водосбора по результатам полевого обследования (2) и данным гидрометслужбы (1) за 1968 г.

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

Здесь f_0 и f_b — площади, занятые озерами и болотами в процентах от площади бассейна.

На рис. 1 представлена зависимость $\frac{M}{\delta} = f(F)$ для 1968 г.

Показатель степени редукции равен 0,30, а верхняя огибающая имеет обеспеченность $P \approx 20\%$.

Анализ максимального стока по материалам сетевых наблюдений

За период наблюдений (а на некоторых реках района это 30—40 лет) наиболее высокие максимальные расходы в бассейнах Витима, Олекмы, Верхнего Амура наблюдались в июле 1958 г., а в бассейне Зеи — в 1928, 1953 и 1956 гг.

Анализ материалов наблюдений показал, что максимальные модули стока доходят до 500—1000 л/сек с 1 км² для площадей водосборов менее 500 км², 200—500 — для площадей порядка 5000 км². Для рек с площадями водосборов более 10000 км² мак-

симальные модули стока составляют 100—500 л/сек с 1 км². Как правило, на малых и средних реках рассматриваемого района преобладают максимальные расходы дождевого происхождения, которые выше весенних максимумов.

Статистическая обработка рядов максимального стока позволила получить основные параметры кривых обеспеченности Q , C_v и C_s . Значение C_s установлено из условия наилучшего соответствия теоретической и эмпирической кривых обеспеченности и принято равным $4C_v$.

При анализе совмещенных теоретических и эмпирических кривых обеспеченности оказалось, что точки наиболее выдающихся максимумов лежат правее теоретических кривых. Поэтому для большинства створов значение C_v принято с учетом положительной величины среднеквадратической ошибки этого параметра

$$\sigma_{cv} = \frac{C_v \sqrt{1+3C_v^2}}{\sqrt{2(n-1)}}. \quad (2)$$

Принятые значения расчетных параметров кривых обеспеченности Q , C_v и C_s и обеспеченные максимальные расходы по всем створам приведены в Приложении 1.

Сопоставление обеспеченных значений расходов дает возможность установить происхождение расчетных максимумов для района. Например, для района бассейна Олекмы расчетными являются максимумы дождевого происхождения.

Расчетные статистические параметры максимальных дождевых расходов воды изменяются по территории в широких пределах. Самые высокие значения C_v имеют реки бассейна Шилки (1, 3). В бассейне Олекмы C_v ниже 0,6—0,8, а в бассейнах Алдана и Зеи преобладают значения 0,4—0,6.

Таким образом, более постоянное из года в год увлажнение

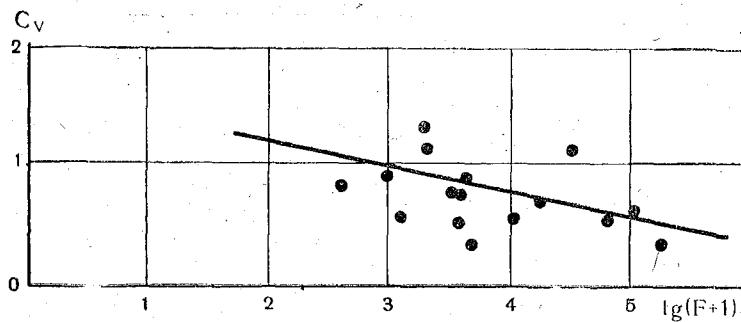


Рис. 2. Зависимость коэффициента вариации максимального стока от площади водосбора для рек бассейна Олекмы и Витима

имеют районы бассейнов Алдана и Зеи, переменное увлажнение имеет бассейн Олекмы. Причем в каждом районе проявляется общая закономерность уменьшения коэффициентов вариации с увеличением площади водосбора (рис. 2).

Общий вид зависимостей может быть принят следующим:

$$C_v = b - c \cdot \lg(F+1), \quad (3)$$

где c — тангенс угла наклона линии связи, равный 0,2 для бассейна Олекмы и 0,25 — для Зеи; b — параметр, численное значение которого характеризует C_v при $F \rightarrow 0$. Для рек бассейна Олекмы $b=1,5$, а для Зеи $b=1,4$.

Анализ максимальных дождевых модулей 1%-ной обеспеченности показал, что наибольшие его значения наблюдаются на реках, берущих начало в районе хребта Олекминский Становик. В бассейне Олекмы максимальные значения однопроцентного модуля доходят до 500—550 л/сек с 1 км²; в бассейне Алдана 1200—1600 л/сек, а в районе Верхнего Амура и бассейне Зеи — это 800—900 л/сек с 1 км². Во всех бассейнах наблюдается тенденция уменьшения модулей 1%-ной обеспеченности с увеличением площади водосбора (рис. 3).

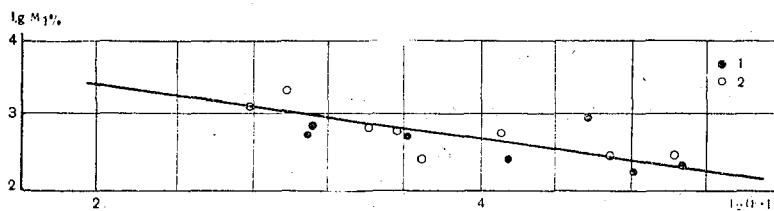


Рис. 3. Зависимость максимального модуля стока 1%-ной обеспеченности от площади водосбора для рек бассейна Олекмы (1) и Алдана (2)

III. РЕКОМЕНДУЕМАЯ РАСЧЕТНАЯ ФОРМУЛА

Максимальные расходы дождевых паводков однопроцентной обеспеченности, C_v и C_s использованы для определения параметров расчетной формулы, установления районных зависимостей для вычисления $Q_{1\%}$ и переходных коэффициентов для вычисления Q_p . При отсутствии данных наблюдений может быть использована редукционная формула вида:

$$Q_{1\%} = \frac{0,278 a_{1\%} \alpha F}{(F+1)^n} \delta, \quad (4)$$

где $Q_{1\%}$ — максимальный расход 1%-ной обеспеченности, м³/сек; 0,278 — коэффициент размерности; $a_{1\%}$ — часовой слой дождя 1%-ной обеспеченности, мм/час; α — коэффициент стока; F — площадь водосбора, км²; n — показатель степени редукции

максимального модуля по площади; δ — коэффициент, учитывающий снижение максимального расхода озерами и болотами.

Основные расчетные параметры этой формулы установлены на основании анализа материалов наблюдений на рассматриваемой территории.

Построение зависимости модуля 1%-ной обеспеченности от площади (рис. 3) позволило установить значение показателя степени редукции, который оказался равным 0,35 для бассейна Олекмы и 0,40 — для Зеи.

Величина максимального элементарного стока $A_{1\%} = 0,278 \times \alpha_{1\%} a$ характеризует максимально возможный элементарный модуль стока без учета снижающего влияния на сток болот и озер.

На рассматриваемой территории эта величина меняется в широких пределах. Наибольшие его значения $10—15 \text{ м}^3/\text{сек с } 1 \text{ км}^2$ имеют водосборы верховий Витима, Олекмы, Алдана, наиболее орошаемых областей горных районов. Уменьшается параметр $A_{1\%}$ в направлении на север и северо-запад, где его значения доходят до $4—6 \text{ м}^3/\text{сек с } 1 \text{ км}^2$ (Приложение 1).

Параметр $A_{1\%}$ для неизученных бассейнов рекомендуется определять методом аналогии, по известной величине $Q_{1\%}$:

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

где все величины характеризуют реку-аналог. Полученная величина $A_{1\%}$ принимается для расчетного створа, а значение $Q_{1\%}$ находится по формуле:

$$Q_{1\%} = \frac{A_{1\%} F \delta}{(F + 1)^n}. \quad (6)$$

Для определения часового слоя осадков обработаны и проанализированы суточные и часовые слои осадков по имеющимся рядам наблюдений по 1968 г. включительно. Как показал анализ, максимальные наблюденные слои осадков за сутки составляют $60—100 \text{ мм}$, за час — $20—75 \text{ мм}$.

В результате статистической обработки получены расчетные параметры кривых обеспеченности слоев осадков при $C_s = 4 C_v$ (Приложение 2).

Средние многолетние слои за час изменяются в пределах $10—25 \text{ мм}$, C_v — от 0,4 до 1,0. Часовые слои осадков 1%-ной обеспеченности изменяются от 40 до 90 мм , увеличиваясь в направлении на юго-восток. Наибольшие слои ($70—80 \text{ мм}$) наблюдаются в верховьях Гилюя, Уркана, Олекмы. Наибольшие градиенты осадков наблюдаются севернее Станового хребта. Закономерное изменение часовых слоев осадков позволило построить

карту их изолиний (рис. 4), пользуясь которой можно для любого бассейна определить слой осадков, средний по бассейну, для его центра тяжести.

Для характеристики потерь паводочного стока, учет которых производится коэффициентом стока α , произведены подсчеты

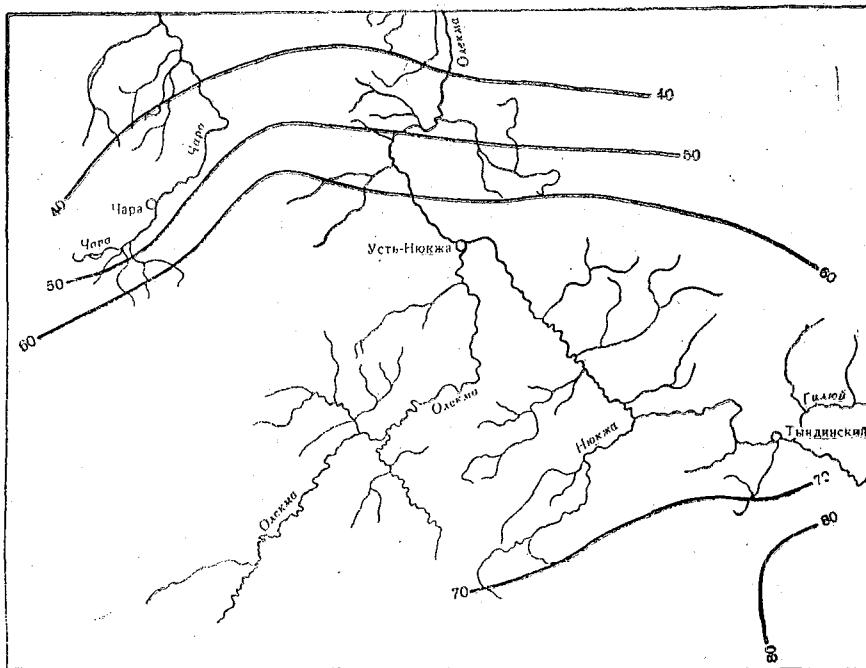


Рис. 4. Схематическая карта распределения часового слоя дождя обеспеченности 1% в $\text{мм}/\text{час}$

объемов стока наибольших в году дождевых паводков и соответствующих им осадков. При расчетах максимальных расходов редкой повторяемости следует принимать средние из наибольших коэффициентов стока, соответствующие условиям наибольшего предпаводочного увлажнения бассейнов. Поэтому в качестве расчетной на графике связи принята нижняя огибающая, уравнение которой имеет вид:

$$y = \alpha (H - H_0), \quad (7)$$

где y — слой за паводок, мм ; α — максимальный коэффициент стока; H — средний по бассейну слой паводкообразующих осадков, мм ; H_0 — слой начальных потерь, мм .

Анализ зависимости (7) показал незначительное различие в величинах a и H_0 по рекам района. Так, для р. Чары зависимость имеет вид $y=0,88 (H-5)$; для Олекмы и Нюкжи — $y=0,92 (H-6)$.

Учитывая незначительное изменение параметров a и H_0 , принят единый для всей территории коэффициент стока для фазы максимума: $a=0,90$, $H_0=5$ м.

По рекомендуемой формуле (4) были произведены поверочные расчеты по створам ГМС бассейнов рек Олекмы, Витима, Алдана, Верхнего Амура и Зеи. Параметры формулы определялись согласно полученных рекомендаций. Результаты сравнения приведены в Приложении 3.

В большинстве максимальные расходы, вычисленные по формуле (4), больше наблюденных. Однако, учитывая недостаточную точность данных, превышение на 30% следует рассматривать как совпадение результатов за счет занижения данных на сети УГМС, о чем указывалось ранее.

Среднее отклонение при расчете по формуле (4) составляет 38%.

Хорошее совпадение рассчитанных и наблюденных значений Q_{\max} позволяет рекомендовать предложенный метод расчета для определения $Q_{\max 1\%}$ на неизученных реках [6, 7, 9, 10].

IV. РАСЧЕТ ПАВОДКОВ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ЭМУ*

В целях контроля полученных результатов и подтверждения правомерности применения рекомендуемой формулы расчеты максимальных расходов были также проведены с помощью ЭМУ—электронного моделирующего устройства ПР-43, по схеме, разработанной в ЛГМИ [8].

При расчете по этой схеме необходимо знать ход во времени расчетного дождя и параметры, характеризующие форму гидрографа u и время запаздывания (сдвиг) пика паводка по отношению к центру тяжести сформировавших его осадков $t_{\text{сд}}$.

В связи с этим были дополнительно исследованы все значительные дожди, суммарный слой осадков которых не менее 40 мм, а также ливни с меньшими слоями, но с большой интенсивностью за малые интервалы времени. Всего таким образом было выбрано 124 записи дождей по 30 метеостанциям и постам рассматриваемого района.

Характеристика дождей (слой, максимальная часовая интенсивность) и ход осадков во времени оказались очень разнообразными. Анализ интегральных кривых нарастания суммы осадков во времени для каждого дождя показал, что все эти кривые можно объединить в четыре основные группы, каждая из кото-

*) Раздел выполнен И. А. Шикломановым.

рых характеризует определенный тип дождя, отличающийся характером и интенсивностью нарастания слоя осадков:

тип I — 50% или больше от всей суммы дождя выпадает в первую треть продолжительности;

тип II — то же во вторую треть;

тип III — то же в последнюю треть;

тип IV — равномерная интенсивность в течение всего дождя.

Поскольку основная задача — это расчет Q_{\max} для малых водотоков, из всех дождей были выбраны те, которые вызвали наибольшие паводки, т. е. имеющие наибольший часовой слой. Оказалось, что около 70% всех рассмотренных случаев приходится на дожди I типа. Поэтому в первом приближении ход дождей этого типа и принят в качестве расчетного для малых водотоков (табл. 2).

Таблица 2

Координаты графика распределения осадков за расчетный дождь I типа

$T, \%$	$H, \%$	$h\Delta t, \%$	$T, \%$	$H, \%$	$h\Delta t, \%$
0	0	0	60	97,0	1,3
10	58,0	39,0	70	98,0	0,5
20	86,0	14,0	80	99,0	0,5
30	92,0	3,0	90	99,5	0,3
40	23,5	0,8	100	100,0	0,2
50	94,5	0,5			

Расчетная продолжительность дождя T_d для определения гидографа 1%-ной обеспеченности принята постоянной для всего рассматриваемого района и равна 20 часам.

При такой продолжительности слой осадков за дождь будет равен максимальному суточному слою осадков, а если принять распределение дождя по табл. 2, то получаемые величины осадков за малые интервалы времени ($\Delta t = 0,5 \div 2$ часа) будут близки к соответствующим максимальным величинам 1%-ной обеспеченности для данного района.

Для определения величины $t_{\text{сл}1\%}$ (в часах) выведена районная эмпирическая формула

$$t_{\text{сл}1\%} = 7,2 \cdot F^{0,2} \cdot I^{-0,33} \delta, \quad (8)$$

где F — площадь бассейна, км^2 ; I — средневзвешенный уклон реки, $^{\circ}/\text{oo}$; δ — поправка, учитывающая заболоченность бассейна.

Эта формула получена на основании анализа материалов по выдающемуся дождю 1958 г., охватившего огромную площадь и вызвавшего катастрофические паводки на реках, расположенных в верховьях Алдана, Олекмы, Амура. Состоятельность формулы (8) подтверждается и материалами по малым водотокам Бомнакской стоковой станции.

Для определения коэффициента формы гидрографа, являющегося отношением времени спада паводка ко времени его подъема ($\gamma = \frac{t_{\text{сп}}}{t_n}$), было рассмотрено большое количество гидрографов высоких паводков. Их анализ позволил установить, что большинство имеет асимметричную форму ($\gamma = 2 \div 3$).

Учитывая вышеизложенное и принимая коэффициент стока равным 0,9, были проведены расчеты гидрографов дождевых паводков 1%-ной обеспеченности на малых водотоках рассматриваемого района. Максимальные расходы, приведенные в Приложении 4, сняты с этих гидрографов. Расхождения с данными расчетов по формуле (4) не превышают 20—30%, что вполне удовлетворительно [8].

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Проделанная работа позволила разработать рекомендации по расчету максимального стока на малых и средних водотоках в бассейне р. Олекмы.

Правомерность применения этих рекомендаций подтверждена путем проверки рассчитанных максимальных расходов методом моделирования паводков по ходу дождей с помощью ЭМУ. Расхождения при этом не превышают 20—30%.

Результаты полевого обследования также подтверждают приемлемость разработанных рекомендаций, согласно которых:

- 1) расчет максимальных расходов производится на малых и средних водотоках с площадями водосборов до 5000 km^2 ;
- 2) максимальные расходы 1%-ной обеспеченности определяются по формуле (4), с определением ее параметров согласно разработкам;
- 3) коэффициент стока рекомендуется принимать для рек бассейнов Олекмы и Зеи равным 0,9;
- 4) для перехода от максимальных расходов 1%-ной обеспеченности к обеспеченности $P \%$ получены переходные коэффициенты (Приложение 5). При этом коэффициент вариации определяется по формуле (3).

ЛИТЕРАТУРА

1. Алисов Б. П. Климат СССР. Изд-во МГУ, 1956.
2. Восточная Сибирь (экономико-географическая характеристика). Географ-гиз, М., 1963.
3. Горшков И. Ф., Самохин А. А., Соловьева Н. Н. Максимальные расходы дождевых паводков на реках бассейна Амура и методика их расчета. Труды ЛГМИ, вып. 35, 1969.
4. Методические рекомендации к составлению справочника по водным ресурсам, вып. 7, ч. II. Гидрометеоиздат, Л., 1963.
5. Методические указания гидрометслужбы, № 49. Гидрометеоиздат, Л., 1957.
6. Соколовский Д. Л. О потенциальных максимумах стока и методике их определения. Труды ЛГМИ, вып. 11, 1961.
7. Соколовский Д. Л. Речной сток. Гидрометеоиздат, Л., 1968.
8. Соколовский Д. Л., Шикломанов И. А. Расчеты гидрографов паводков с использованием электронных моделирующих устройств. Труды ЛГМИ, вып. 23, 1965.
9. Соловьева Н. Н. Анализ и методика расчета осадков в бассейне Верхнего и Среднего Амура и методы расчета максимальных дождевых расходов воды. Труды ЛГМИ, вып. 11, 1961.
10. Соловьева Н. Н. Формула расчета максимального расхода дождевого стока. Труды ЛГМИ, вып. 11, 1961.

266948

Сведения о максимальных

№ п/п	Река — пункт	Площадь водо-сбора, км ²	Уклон реки, %			Период наблюдений	
			средний	средне-взвешенный	Заболоченность, %		
1	2	3	4	5	6	7	8
1	Калакан—с. Калакан	10700	2,5	1,5	5	90	1953—1968
2	Бодайбо—ст. Красноармейская	550	2,0	11,0	5	90	1941—1956, 1958—1964 }
3	Олекма + Средняя Олекма	37300	2,0	0,8	10	90	1957—1968 1957—1962, 1964—1968 }
4	Олекма—с. Куду-Кель	11500	—	—	—	—	1935—1937, 1939—1944, 1946—1968 }
5	Тунгир — прииск Николаевский	1250	6,2	3,5	5	95	1958—1968 1958—1968
6	Чара—с. Чара	4150	2,9	1,6	5	45	1951—1969
7	Чара—с. Токко	62500	—	—	—	—	1934—1968 1934—1968
8	Жуя—проток Светлый	4790	7,9	7,2	5	90	1948—1967 1948—1968
9	Алдан—г. Томмот	49500	1,7	1,2	5	70	1936—1967 1926—1967
10	Улахан—Нимныр — п. Большой Нимныр	1900	3,7	3,7	40	60	1948—1967 1948—1967
11	Эвенкийский Укулан—Эвенкийский Укулан	606	5,1	4,4	5	90	1954, 1956—1962, 1964, 1967 }
12	Тимpton—мест. Усть-Баралас	13300	2,6	1,6	5	95	1955—1967 1955—1967

ПРИЛОЖЕНИЕ 1

расходах воды

Число лет	Происхождение максимумов	Параметры			Расходы воды, м ³ /сек	$M^{10\%}$, л/сек с 1 км ²	Максимальные наблюденные			$\frac{A}{\delta}$	м ³ /сек
		\bar{Q}_{max} , м ³ /сек	C_v	C_s			10%	Q , м ³ /сек	M , л/сек с 1 км ²	Год	
9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	
16	Дождевое	1570	0,55	2,20	4670	436	2750	257	1957	11,2	
23	Весенне	54,6	0,33	1,32	112	204	94,5	172	1959	2,34	
12*	Дождевое	5180	0,80	1,90	19900	533	(20600)	(552)	1958	29,9	
11	Весенне	2570	0,99	3,96	12500	335	(7340)	(197)	1960	—	
32	Дождевое	7740	0,63	2,52	25600	222	(22400)	(195)	1958	13,1	
30	Весенне	6680	0,46	1,84	17400	152	12400	108	1943	—	
11	Дождевое	211	0,62	2,48	686	548	356	258	1958	6,60	
11	Весенне	81,9	0,92	3,68	370	296	166	133	1960	—	
19	Дождевое	711	0,52	2,03	2030	490	1770	427	1965	10,2	
35	Дождевое	5150	0,35	1,40	11040	177	9860	158	1963	14,7	
35	Весенне	3280	0,34	1,36	6800	110	5330	85,3	1967	—	
20	Дождевое	575	0,35	1,40	1230	258	784	164	1960	5,03	
21	Весенне	440	0,35	1,40	943	197	767	160	1964	—	
32	Дождевое	3890	0,66	2,64	13300	268	9550	193	1963	11,7	
42	Весенне	5500	0,33	1,32	11400	226	9860	199	1933	—	
20	Дождевое	246	1,02	4,08	1230	648	928	488	1957	21,3	
20	Весенне	605	0,41	1,64	1440	758	890	468	1959	—	
10	Дождевое	38,0	0,99	3,96	184	304	91,5	151	1964	2,86	
13	Весенне	81,9	0,83	3,32	339	559	180	297	1955	—	
13	Дождевое	2790	0,46	1,84	7250	545	4870	366	1958	15,0	
	Весенне	1950	0,36	1,44	4260	320	2880	216	1967	—	

1	2	3	4	5	6	7	8
13	Тимптон—п. Нагорный	613	10,8	6,2	5	45	1926—1929, 1934—1945, 1947—1967, 1951—1967 }
14	Тимптон—п. Усть- Тимптон	43700	1,8	1,0	5	80	1953—1959, 1961—1962, 1964—1967 }
							1953—1959, 1961—1962, 1964—1967 }
15	Иенгра—п. Золотинка	961	7,1	5,2	5	60	1954—1956, 1958—1962, 1964—1967 }
16	Чульман—п. Чульман	3840	4,1	3,3	5	70	1949—1967
17	Большой Ыллымах— п. Ыллымах	2710	6,7	7,0	20	55	1953—1967 1954—1967 1954—1967 1955, 1957—1967 }
18	Учур—с. Чюльбо	108000	—	—	—	—	1957—1964, 1966—1967 }
19	Нерча—с. Кыкер	13200	2,0	1,0	6	90	1941—1950
20	Нерча—с. Зюльзя	23000	—	—	—	—	1940—1964, 1966—1967 }
21	Нерча—г. Нерчинск	27500	1,3	0,8	4	94	1947—1958
22	Куэнга—с. В. Куэнга	6090	3,2	2,4	9	49	1958—1967
23	Чача—с. Борн	1080	5,0	4,2	11	72	1955—1967
24	Черная—с. Сбега	10300	3,7	2,9	4	70	1937—1942, 1945—1950
25	Черная—с. В. Оморой	12100	2,9	2,2	4	78	1956—1965, 1967 }
26	Ундурга — с. Усть-Ун- дурга	2140	3,5	2,3	8	62	1957—1967 }
27	Белый Урюм—с. Улья- кан	1230	4,9	3,7	5	79	1956—1967 }
28	Черный Урюм— ст. Ксеньевская	3000	6,6	3,3	5	81	1953—1968 }
29	Амазар—г. Могоча	1020	9,7	5,0	24	76	1953—1968 }

Продолжение приложения I

9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
37	Дождевое	266	0,51	2,04	747	1220	698	1140	1958	11,5
17	Весеннее	95,3	0,84	3,36	398	649	285	465	1953	—
13	Дождевое	6560	0,40	1,60	15400	352	10100	231	1959	14,6
13	Весеннее	5100	0,73	2,92	19000	436	11100	254	1955	—
12	Дождевое	469	0,61	2,44	1500	1560	(1180)	(1230)	1958	17,1
13	Весеннее	239	0,50	2,00	662	762	375	390	1956	—
19	Дождевое	973	0,44	1,76	2440	635	1650	430	1958	11,3
19	Весеннее	579	0,55	2,20	1720	448	1140	297	1960	—
15	Дождевое	453	0,62	2,48	1470	542	944	348	1955	8,6
14	Весеннее	549	0,62	2,48	1780	656	887	327	1964	—
14	Дождевое	14100	0,38	1,52	32000	296	(21600)	200	1956	17,1
12	Весеннее	8140	0,67	2,68	28200	261	(19500)	(180)	1955	—
10	Дождевое	1090	0,53	2,12	3140	238	1760	133	1958	13,1
10	Дождевое	1300	0,46	1,84	3380	147	2170	94,5	1950	8,22
27	Дождевое	1140	0,48	1,92	3060	111	2130	77,5	1958	7,67
12	"	299	1,33	5,32	1930	317	(999)	164	1958	12,6
10	"	157	1,30	5,20	976	903	(957)	885	1958	21,0
13	"	1110	1,00	4,00	5440	527	5260	510	1958	21,0
12	"	987	0,57	2,28	3020	249	1800	149	1940	12,6
11	"	219	1,20	4,80	1270	593	1210	565	1958	16,7
11	"	75,2	1,04	4,16	382	310	(205)	167	1958	6,48
10	"	526	0,58	2,32	1620	540	1140	380	1958	15,8
16	"	138	0,99	3,96	668	655	(584)	572	1958	19,3

1	2	3	4	5	6	7	8
30	Амазар—ст. Амазар .	5170	3,8	1,9	7	79	1955—1967
31	Могоча — с. Могоча .	1340	4,1	2,4	10	76	1953—1967
32	Б. Чичатка—ст. Амазар	2830	6,5	4,3	6	75	1953—1967
33	Уруша—ст. Уруша	1880	9,1	4,7	8	92	1955—1957, 1959—1967
34	Б. Невер—г. Сковородино	563	6,4	4,7	18	72	1951—1968
35	Зея—с. Бомнак	28200	4,0	1,4	18	74	1933—1957
36	Зея—с. Инарогда	58700	—	—	—	—	1933—1934, 1936, 1938—1967 }
37	Зея—уроч. Зейские ворота	82400	—	—	—	—	1901—1967
38	Зея—с. Малая Сазанка	207000	—	—	—	—	1941—1958
39	Зея—с. Белогорье	229000	—	—	—	—	1956—1967
40	Ток—прииск Николаевский	3820	4,8	4,6	11	85	1935—1967
41	руч. Петровский (0,3 км от устья до 1949 г. $F=3,24 \text{ км}^2$)— 0,5 км от устья с 1950 г.	3,23	24,60	—	50	50	1934—1941, 1943—1945, 1947—1948 1950, 1952—1962 }
42	руч. Сумгинский (0,14 км от устья до 1955 г. $F=0,74 \text{ км}^2$)— 0,2 км от устья с 1956 г.	0,72	508	—	58	42	1939—1941, 1945—1950 1952, 1954 }
43	руч. Безымянный (60 м от устья до 1953 г.)— 30 м от устья с 1954 г.	0,20	125	—	12	83	1935—1941, 1943, 1945—1951 1953—1962 }
44	Лог № 1 (20 м от устья 1940—1941 гг., 50 м от устья с 1952— 1956 гг.)	0,77	11,8	—	—	31	1940—1944, 1946—1956 }
45	Лог № 2—20 м от устья	0,053	219	—	6	91	1939—1962

Продолжение приложения 1

9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
13	Дождевое	782	1,01	4,04	3870	748	(2880)	557	1958	29,6
15	"	226	1,04	4,16	1150	858	(1000)	746	1958	21,5
15	"	398	0,82	3,28	1630	576	1270	449	1958	17,3
11	"	313	0,67	2,68	1080	575	720	383	1966	15,6
18	"	69,5	0,73	2,92	259	460	(165)	293	1956	9,55
25	"	5210	0,44	1,76	13000	461	(10900)	387	1953	46,4
33	"	5280	0,43	1,72	13000	222	11600	198	1953	18,2
67	"	6230	0,38	1,52	14100	172	14200	172	1928	15,5
18	"	9900	0,46	1,84	25000	120	19100	92,2	1953	16,2
12	"	11400	0,35	1,40	24300	106	14400	62,9	1956	14,8
33	"	1330	0,44	1,76	3330	872	2540	665	1966	33,1
20	"	0,686	0,84	3,36	2,88	892	1,85	570	1955	4,21
11	"	0,205	0,69	2,76	0,728	1010	0,470	635	1959	3,68
25	"	0,0378	0,32	3,28	0,155	775	0,114	570	1955	1,25
16	"	0,0094	0,91	3,64	0,0423	2490	0,0265	1560	1955	2,66
24	"	0,0076	0,85	3,40	0,0323	609	0,0226	426	1955	0,775

1	2	3	4	5	6	7	8
46	руч. Холодный — 3 км от устья	17,8	15,9	—	36	64	1938, 1945—1956, 1958—1962 }
47	Бомнак — с. Бомнак	491	5,8	3,6	10	88	1954—1967
48	Брянта—с. Брянта	14000	2,2	1,3	17	82	1942—1957, 1959—1960
49	Унаха — с. Унаха	1950	4,4	2,0	19	81	1944—1955, 1957—1967
50	Гилюй — у. перевоза	21100	1,3	0,7	10	87	1934—1967
51	Тында — с. Тында	4060	6,3	3,8	4	89	1932—1944, 1951—1957
52	Уркан (Правый) — с. Заречное	15700	1,5	0,9	15	83	1936, 1938—1967

* Расчетные параметры приведены графоаналитическим методом к длинному

Продолжение приложения I

9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
18	Дождевое	0,59	0,85	3,40	15,2	854	8,70	488	1938	6,09
14	"	99,7	0,53	2,12	288	587	160	326	1955	7,08
18	"	1590	0,46	1,84	4130	295	(2660)	(190)	1949	21,9
23	"	390	0,47	1,88	1030	528	738	379	1949	18,6
34	"	2370	0,41	1,64	5640	267	4510	214	1956	20,4
20	"	696	0,47	1,88	1840	453	1450	357	1956	14,8
31	"	1410	0,30	1,20	2730	174	1950	124	1947	12,9

ряду. Пункт приведения р. Олекма—с. Куду-Кель.

ПРИЛОЖЕНИЕ 2

Расчетные параметры и часовые слои осадков различной обеспеченности

№ п/п	Название станции	Высота станции, м	Период наблюдений	Число лет	Расчетные параметры			Слои осадков (мм) 1% -ной обеспеченности	Наблюденные максимальные	
					H	C_v	C_s		$H \text{ мм/час}$	Год
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	Олекминск . . .	223	1937, 1938, 1941, 1942, 1944, 1945, 1965, 1966	8	9,1	0,95	3,80	42,4	19,8	1966
2	Мача . . .	162	1956, 1958, 1961, 1963—1968	9	11,3	0,66	2,64	38,6	21,8	1968
3	Воронцовка . . .	202	1957—1963, 1965—1968	11	9,78	1,12	4,48	53,2	26,1	1958
4	Светлый . . .	421,6	1955—1968	14	10,7	0,46	1,84	27,8	2,07	1966
5	Томмот . . .	284	1944, 1948—1952, 1954, 1957, 1958, 1961—1968	17	11,4	0,64	2,56	38,1	29,1	1954
6	Чульман . . .	663	1954—1958, 1960—1968	14	15,4	0,58	2,32	47,6	27,6	1954
7	Чара . . .	708	1940, 1941, 1959—1964, 1966—1968	11	9,22	0,56	2,24	23,1	18,7	1963
8	Усть-Нюкжа . . .	430	1939—1941, 1956—1968	17	13,8	0,98	3,92	66,5	39,2	1940
9	Средняя Олекма . .	526	1959—1966, 1968	9	12,6	0,56	2,24	37,9	24,7	1960
10	Средняя Нюкжа . .	557	1938, 1940, 1941, 1943, 1952, 1960, 1961, 1963, 1964, 1966, 1967	11	17,1	1,01	4,04	84,6	34,0	1967
11	Бомнак . . .	359	1937—1941, 1950—1968	24	15,2	0,40	1,60	35,6	26,0	1955
12	Дамбуки . . .	264	1936—1945, 1950, 1953—1956	26	16,0	0,57	2,28	48,8	39,4	1942

13	Пикан	233	1937—1942, 1944, 1946—1947, 1949, 1951—1957, 1959—1968
14	Сковородино	398	1951—1968
15	Ерофей Павлович	520,8	1957—1965, 1967, 1968
16	Могоча	624	1953, 1954, 1956—1968
17	Горбница	386	1956, 1957, 1959—1968
18	Сретенск	528	1942, 1943, 1952, 1952—1967
19	Аносово	200	1956—1966
20	Шиманская	279	1942, 1944, 1949— 1952—1959, 1956—1962
21	Свободный	196	1939, 1940, 1945, 1958—1968
22	Благовещенск	129,8	1939, 1941, 1942, 1944, 1945, 1947, 1954—1961, 1963—1968

27	23,8	0,69	2,76	84,5	76,8	1966
18	19,0	0,78	3,12	74,6	59,8	1956
11	22,7	0,52	2,08	64,7	38,8	1958
15	16,9	0,76	3,04	65,0	36,7	1953
12	16,0	0,84	3,36	67,0	41,9	1956
13	18,2	0,76	3,04	70,0	38,5	1962
11	23,4	0,76	3,04	90,0	55,1	1958
17	23,5	0,63	2,52	77,6	63,5	1966
14	20,3	0,44	1,76	51,0	35,6	1939
20	26,9	0,44	1,76	67,5	53,8	1964

ПРИЛОЖЕНИЕ 3

Расчет максимальных расходов воды по формуле ЛГМИ

№ п/п	Река—пункт	Площадь водосбора, KM^2		$a_{1\%}$ мм/час	α	δ	$Q_{1\%}$ вычис- ленный	$Q_{1\%}$ наблю- денный	$\frac{\Delta Q}{Q_{1\%}}$ наблю- денный
		1	2						
3	4	5	6	7	8	9			
1	Калакан — г. Калакан	10700	63	0,9	—	—	6580	4670	+ 41
2	Олекма — с. Средняя Олекма	37300	69	0,9	0,71	—	11500	19900	- 42
3	Олекма—с. Куду-Кель	115000	60	0,9	—	—	28600	25600	+ 12
4	Тунгир—приник Никола- евский	1250	70	0,9	—	—	1800	686	+ 165
5	Чара — с. Чара	4150	55	0,9	—	—	3080	2030	+ 52
6	Чара—с. Токко (Ярхан)	62500	45	0,9	—	—	14700	11000	+ 34
7	Жуя—проток Светлый	4790	30	0,9	—	—	1840	1230	+ 50
8	Тимптон— п. Нагорный	613	62	0,9	—	—	990	747	+ 32
9	Тимптон — мест. Усть- Баралас	13300	58	0,9	—	—	7000	7250	- 3
10	Иенгра—пос. Золотинка	961	62	0,9	—	—	1360	1500	- 9
11	Чульман—пос. Чульман	3840	55	0,9	—	—	2900	2440	+ 19
12	Большой Ыллымах — п. Ыллымах	2710	40	0,9	—	—	1000	1470	- 32
13	Нерча — с. Кыкер	13200	70	0,7	0,80	—	3300	3140	+ 5
14	Нерча—с. Зюльзя	23000	65	0,7	—	—	5270	3380	+ 56
15	Нерча—г. Нерчинск	27500	65	0,7	—	—	5760	3060	+ 88
16	Куэнга—с. В. Куэнга	6090	65	0,7	0,82	—	1940	1930	0
17	Чача—с. Бори	1080	70	0,7	0,70	—	635	976	- 35
18	Черная—с Сбега	10300	70	0,7	—	—	3520	5440	- 35
19	Черная — с. В. Оморой	12100	70	0,7	—	—	3760	3020	+ 24
20	Ундуурга—с. Усть-Унду- рга	2140	70	0,7	0,76	—	1030	1270	- 19
21	Белый Урюм—с. Ульякан	1230	70	0,7	0,82	—	788	382	+106

Продолжение приложения 3

1	2	3	4	5	6	7	8	9
22	Черный Урюм — ст. Ксеньевская	3000	70	0,7	0,82	1000	1620	— 38
23	Амазар — г. Могоча	1020	70	0,8	0,54	543	668	— 19
24	Амазар — ст. Амазар	5170	70	0,8	0,77	2060	3870	— 47
25	Могоча — с. Могоча	1340	70	0,8	0,71	832	1150	— 28
26	Б. Чичатка — ст. Амазар	2830	70	0,8	0,80	1470	1630	— 10
27	Уруша — ст. Уруша	1880	70	0,8	0,75	1080	1080	0
28	Б. Невер — г. Сковородино	563	80	0,8	0,60	476	259	+ 84
29	Брянта — с. Брянта	14000	56	0,9	0,62	2660	4130	— 36
30	Унаха — с. Унаха	1950	62	0,9	0,59	854	1030	— 17
31	Гилюй — у перевоза	21100	70	0,9	0,71	4900	5640	— 13
32	Тында — с. Тында	4060	69	0,9	—	2540	1840	+ 38
33	Уркан (Правый) — с. Заречное	15700	80	0,9	0,64	4200	2730	+ 54

Исходные данные и результаты расчетов максимальных расходов в бассейне р. Олекмы,
по формуле ЛГМИ и с помощью ЭМУ ПР-43

№ п/п	Водоток — пункт	$F, \text{км}^2$	По формуле ЛГМИ			На ЭМУ					
			$a_{1\%},$ мм	δ	$Q_{1\%}$	$t_{\text{сл}} 1\%,$ час	$\Delta t, \text{час}$	$H_{1\%},$ мм	R	C	$Q_{1\%}$
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	р. Юктали — 1,5 км выше устья	110	61	1,0	322	5,5	1,0	110	1,67	2	364
2	руч. б/н — 0,3 км выше устья	8,02	61	1,0	56,5	43,5	—	—	—	—	—
3	руч. Айлах — 0,6 км выше устья	17,5	61	1,0	95,7	2,81	0,6	110	1,43	2	90,0
4	р. Укурум — 2 км выше устья	124	61	1,0	346	5,46	1,0	110	1,66	2	414
5	руч. Катын — 3 км выше устья	31,4	61	1,0	142	—	—	—	—	—	—
6	руч. Макиляк — 1 км выше устья	72,3	61	1,0	244	6,61	2,0	100	1,00	2	187
7	руч. б/н — 0,1 км выше устья	4,21	61	1,0	35,9	2,15	0,6	100	1,09	2	25,5
8	руч. б/н — 0,1 км выше устья	2,45	61	1,0	24,3	—	—	—	—	—	—
9	руч. б/н — 0,1 км выше устья	25,5	61	1,0	123	3,54	1,0	105	1,08	2	114
10	р. Чебаркас — 5 км выше устья	219	61	1,0	505	7,25	2,0	105	1,11	2	610
11	руч. б/н — 0,1 км выше устья	7,95	61	1,0	56,2	3,18	0,6	105	1,62	2	38,6
12	руч. б/н — 0,1 км выше устья	10,4	61	1,0	68,0	2,61	0,6	105	1,33	2	59,0
13	руч. б/н — 0,1 км выше устья	1,80	61	1,0	19,2	—	—	—	—	—	—
14	руч. б/н — 0,05 км выше устья	6,60	61	1,0	49,2	2,80	0,6	105	1,42	2	35,8
15	р. Курульта — 0,05 км выше впадения водотока № 14	20,3	60	1,0	104	—	—	—	—	—	—
16	руч. б/н — 2 км выше устья	10,0	61	0,82	54,1	—	—	—	—	—	—
17	руч. б/н — 0,05 км выше устья	2,06	61	1,0	21,2	—	—	—	—	—	—

18	руч. б/н — 1 км выше устья	1,0
19	руч. б/н — 0,2 км выше устья	3,25
20	руч. б/н — 0,2 км выше устья	14,4
21	руч. б/н — 0,2 км выше устья	4,60
22	руч. б/н — 0,2 км выше устья	16,1
23	руч. б/н — 1,5 км выше устья	4,02
24	руч. б/н — 0,05 км выше устья	3,45
25	руч. б/н — 0,05 км выше устья	9,40
26	руч. б/н — 0,8 км выше устья	39,3
27	руч. Ассы — 0,5 км выше устья	10,3
28	р. Юс-Кюель — 0,7 км выше устья	420
29	руч. б/н — 0,5 км выше устья	7,85
30	руч. б/н — 1 км выше устья	30,2
31	руч. б/н — 1 км выше устья	23,6
32	р. Эвонокит — 0,7 км выше устья	707
33	руч. б/н — 0,8 км от устья	4,52
34	р. Хани — 6 км выше устья	5400
35	руч. б/н	1,48
36	руч. б/н — 4 км от устья	10,7
37	руч. б/н — 1 км от устья	2,48
38	руч. б/н — 0,01 км от устья	0,892
39	Сухой ключ — 0,4 км от устья	23,6
40	р. Амунакан	27,3
41	руч. б/н	2,08
42	р. Унулугда — 0,4 км от устья	14,0

61	1,0	12,0	—	—	—	—	—	—
56	1,0	27,4	—	—	—	—	—	—
56	1,0	77,3	2,86	0,6	100	1,45	2	72,6
56	1,0	35,1	—	—	—	—	—	—
55	1,0	32,0	—	—	—	—	—	—
55	1,0	31,5	1,71	0,6	100	0,87	2	27,8
55	1,0	28,1	—	—	—	—	—	—
55	1,0	57,3	2,95	0,6	100	1,50	2	46,2
55	1,0	152	5,31	1,0	100	1,59	2	122
55	1,0	60,6	—	—	—	—	—	—
61	1,0	767	10,3	2,0	100	1,58	2	707
60	1,0	55,1	2,20	0,6	100	1,12	2	46,9
60	1,0	136	4,82	1,0	100	1,44	2	101
60	1,0	115	4,32	1,0	100	1,32	2	98,2
57	1,0	1010	9,78	2,0	100	1,49	2	1570
60	1,0	37,2	—	—	—	—	—	—
60	—	4000	—	—	—	—	—	—
65	1,0	17,4	1,35	0,4	100	1,03	2	11,4
65	0,65	47,8	3,36	1,0	100	1,02	2	38,0
65	1,0	26,2	3,07	1,0	100	0,93	2	11,6
65	1,0	11,6	1,52	0,4	100	1,16	2	5,94
65	0,55	68,5	—	—	—	—	—	—
65	0,55	75,7	4,77	1,0	100	1,45	2	81,5
64	1,0	22,5	2,73	0,6	100	1,38	2	10,9
64	0,75	65,0	3,64	1,0	100	0,95	2	64,5

1	2	3
43	руч. б/н	3,17
44	руч. б/н	9,40
45	руч. б/н	15,2
46	руч. б/н	4,10
47	руч. б/н	3,76
48	руч. б/н — 0,06 км от устья	6,62
49	руч. б/н — 0,4 км от устья	38,3
50	руч. б/н — 0,1 км от устья	0,78
51	руч. б/н	1,90
52	руч. Кивэты	5,25
53	руч. б/н	12,0
54	руч. б/н — 0,3 км от устья	6,44
55	руч. б/н — 0,25 км от устья	5,49
56	руч. б/н	3,14
57	руч. б/н — 0,3 км от устья	18,4
58	р. Юстакан	84,3
59	руч. б/н	7,85
60	руч. Бугоитокан	19,3
61	р. Средний Сакукан	285
62	руч. Бугоитокан	51,4
63	руч. Намингнакан	119
64	р. Далькачи	37,1
65	р. Ункур	152
66	р. Анарга	160
67	руч. б/н	42,0
68	р. Орто-Урях	106
69	р. Тос-Урях	46,5
70	руч. б/н	6,66
71	руч. б/н	12,0

Продолжение приложения 4

4	5	6	7	8	9	10	11	12
64	1,0	30,8	—	—	—	—	—	—
64	1,0	66,1	—	—	—	—	—	—
64	1,0	92,1	3,13	1,0	110	0,96	2	76,4
64	1,0	37,1	—	—	—	—	—	—
63	1,0	34,2	—	—	—	—	—	—
63	0,57	29,2	—	—	—	—	—	—
63	1,0	167	—	—	—	—	—	—
63	1,0	12,0	—	—	—	—	—	—
63	1,0	20,6	—	—	—	—	—	—
63	1,0	43,6	2,63	0,6	100	1,34	2	28,2
63	1,0	76,8	—	—	—	—	—	—
62	1,0	49,4	—	—	—	—	—	—
61	1,0	43,5	—	—	—	—	—	—
61	1,0	29,2	—	—	—	—	—	—
61	0,772	766	—	—	—	—	—	—
50	1,0	222	4,84	1,0	80	1,47	2	169
50	1,0	45,9	—	—	—	—	—	—
50	1,0	24,0	—	—	—	—	—	—
50	0,666	328	7,20	2,0	80	1,20	2	406
50	1,0	160	4,48	1,0	80	1,37	2	109
50	0,448	125	—	—	—	—	—	—
50	1,0	130	3,87	1,0	80	1,18	2	132
48	0,581	202	7,95	2,0	80	1,21	2	320
48	0,493	176	5,53	1,0	80	1,68	2	260
48	0,376	50,7	—	—	—	—	—	—
48	1,0	252	—	—	—	—	—	—
48	0,819	119	—	—	—	—	—	—
48	1,0	39,2	—	—	—	—	—	—
48	1,0	58,5	—	—	—	—	—	—

ПРИЛОЖЕНИЕ 5

ТАБЛИЦА

переходных коэффициентов от максимальных расходов
1%-ной обеспеченности к расходам других обеспеченностей

C_v	Обеспеченность, $P\%$			
	0,3	1	2	3
0,2	1,10	1,0	0,94	0,90
0,3	1,15	1,0	0,92	0,86
0,4	1,20	1,0	0,90	0,82
0,5	1,24	1,0	0,88	0,79
0,6	1,29	1,0	0,86	0,77
0,7	1,33	1,0	0,84	0,74
0,8	1,36	1,0	0,83	0,72
0,9	1,40	1,0	0,82	0,70
1,0	1,42	1,0	0,81	0,68
1,1	1,44	1,0	0,80	0,67
1,2	1,47	1,0	0,78	0,66
1,3	1,47	1,0	0,77	0,63
1,4	1,50	1,0	0,76	0,62

Примечания: 1. При $C_v > 1,4$ значения переходных коэффициентов остаются постоянными и соответствующими $C_v = 1,4$. 2. Переходные коэффициенты до $C_v = 1,2$ установлены по таблице С. Н. Крицкого и М. Ф. Менкеля при $C_s = 4 C_v$, а при $C_v > 1,2$ —по таблице биноминальной кривой при $C_s = 5,2$.

А. А. Усанкин, И. А. Шикломанов

РАСЧЕТ ГИДРОГРАФОВ ДОЖДЕВЫХ ПАВОДКОВ ПО МНОГОСУТОЧНЫМ ОСАДКАМ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ЭЛЕКТРОННЫХ МОДЕЛИРУЮЩИХ УСТРОЙСТВ

Многие методы расчета максимальных расходов и гидрографов дождевых паводков основаны на учете суточных величин осадков, хотя известно, что в отдельных гидрометеорологических районах катастрофические паводки формируются многосуточными дождями. Игнорирование этого общеизвестного факта приводит к плохому соответствуанию наблюденных и рассчитанных гидрографов.

Внедрение в практику инженерной гидрологии вычислительных машин дает возможность разрабатывать методы определения расчетных гидрографов паводков по ходу водоотдачи, основанные на использовании различных вариантов известной генетической формулы стока [4] в интегральном виде

$$Q_t = \int_0^{t-\tau} h_{t-\tau} f_\tau d\tau, \quad (1)$$

позволяющей в отличие от существующих многочисленных эмпирических и полуэмпирических формул одновременно получить увязанные между собой все необходимые элементы расчетного паводка (максимальный расход, объем, интенсивность подъема и спада и др.). В формуле (1) Q_t —расходы в замыкающем створе в момент t ; $h_{t-\tau}$ —эффективные осадки в момент $t-\tau$; f_τ —кривая распределения единичных площадей стекания или кривая добегания.

Трансформацию осадков, выпадающих на бассейн, в сток замыкающего створа по формуле (1) удобно осуществлять при помощи специализированных электронных моделирующих устройств (ЭМУ) типа ПР-27 или ПР-43 согласно [6].

При расчетах паводков на ЭМУ в качестве кривой добегания f_τ выступает функция веса устройства $P_n(\tau)$, которая выражается в виде двухпараметровой функции

$$P_n(\tau) = \frac{\tau^{n-1}}{T^n(n-1)!} e^{-\frac{\tau}{T}}, \quad (2)$$

где $T=RC$; n —параметры, которые для каждого паводка могут быть приближенно получены по величине времени сдвига или запаздывания $t_{\text{сд}}$ максимального расхода по отношению к центру тяжести эффективных осадков и по коэффициенту формы или асимметричности гидрографа $\gamma = \frac{t_{\text{сп}}}{t_{\text{пп}}}$ ($t_{\text{сп}}$ —время спада, $t_{\text{пп}}$ —время подъема гидрографа). В работах [4, 5] приведены соответствующие зависимости

$$T \cdot n \cdot M_t \approx K \cdot t_{\text{сд}}; \quad (3)$$

$$n = \psi(\gamma), \quad (4)$$

где K —коэффициент, равный 1,30; M_t —машинный масштабный множитель.

Поскольку соотношения (3) и (4) получены в основном для малых и средних рек, то представляет практический интерес проверка их применимости для расчета дождевых паводков на больших водосборах рассматриваемого района. Для этого были использованы материалы наблюдений по осадкам и стоку за наиболее высокие паводки на 7 водосборах Приморского края с площадями от 5000 до 24000 км².

Расчеты по 14 паводкам, основные данные которых приведены в табл. 1, осуществлялись на ЭМУ ПР-43 при постоянном времени добегания. Осреднение осадков производилось по бассейну и за суточную единицу времени. Во всех случаях производилась срезка грунтового питания. Время сдвига $t_{\text{сд}}$ определялось по совмещенным графикам хода эффективных осадков и стока, а коэффициент формы гидрографа γ —по фактическому гидрографу. Потери стока учитывались объемным коэффициентом стока α , определенным по фактическим данным.

В табл. 1 приводятся ошибки расчета среднесуточных максимальных расходов для каждого паводка. Средняя ошибка составила $\pm 8\%$, максимальная $+14\%$.

Введение в расчет слоя начальных потерь H_0 не дало сколько-нибудь заметного изменения гидрографа, поскольку в условиях Приморья для высоких паводков величина H_0 составляет незначительную долю от всего слоя паводкообразующих осадков. Ошибка за счет неучета слоя начальных потерь находится в пределах погрешности решения ЭМУ.

На рис. 1 приведены для сопоставления некоторые наблюденные и рассчитанные на ЭМУ по фактическим осадкам гидрографы.

Таблица 1

Сопоставление наблюденных и вычисленных по фактическим данным максимальных расходов

Полученные результаты (табл. 1 и рис. 1) свидетельствуют о возможности применения изложенной выше схемы с определением параметров кривой добегания T и n по величинам t_{cd} и γ согласно зависимостей (3) и (4) для расчета гидрографов дождевых паводков по осадкам на больших реках Приморского края. Поэтому эта же схема может быть положена в основу методики определения расчетных гидрографов 1%-ной обеспеченности на водотоках, не имеющих гидрометрических наблюдений. Основная трудность при этом заключается в получении модели расчетных многосуточных дождей, отнесенных к 1%-ной обеспеченности и характеризующихся расчетным слоем H_m , продолжительностью T_m и распределением осадков во времени.

На больших реках Приморья наиболее выдающиеся паводки обусловлены выпадением многосуточных осадков, образующих дождевые периоды продолжительностью (с перерывами) до 30—40 суток, суммой осадков до 400 mm и имеющих огромные площади распространения.

Анализу и расчету многосуточных осадков Дальнего Востока (включая Приморье) посвящена работа З. П. Петровой [3], в которой автор предлагает определять расчетные паводкообразующие осадки по величине отношения их к суточным осадкам той же обеспеченности. Однако рекомендуемый ею способ страдает рядом существенных недостатков. Приведенные в работе величины переходных коэффициентов от суточных осадков к многосуточным изменяются в больших пределах даже для отдельных створов одного и того же бассейна и их невозможно распространить на неизученные водосборы. Полученные же значения многосуточных осадков вычислены путем расчета наибольших наблюденных в году дождевых периодов на отдельных опорных метеостанциях, которые никак не связаны с величиной вызванных ими паводков. Не даются также рекомендации по определению расчетной продолжительности и распределения во времени многосуточных осадков.

Для получения модели расчетного многосуточного дождя на-
ми рассматривались совмещенные графики среднесуточных осадков и стока за все наблюденные паводки на 7 упомянутых выше водосборах Приморского края, имеющих наиболее длинные ряды гидрометеорологических наблюдений. По каждому створу выбирались наибольшие в году дождевые паводки и для них подсчитывались суммы и продолжительности паводкообразующих многодневных осадков. Осадки принимались средними по нескольким метеостанциям бассейна. При этом суточные осадки со слоем $\leq 0,2 mm$ в начале и в конце дождевого периода не включались в общий слой осадков и не принимались во внимание при подсчете их продолжительности. Всего было выбрано

свыше 150 паводков. Важно отметить, что почти все наиболее выдающиеся по максимуму и объему паводки оказались однодельными.

По полученным паводкообразующим многосуточным осадкам наибольших в году паводков строилась для каждого водосбора логарифмически нормальная кривая обеспеченности слоя осадков. Параметры кривых обеспеченности H_{mn} , C_v , C_s и вычисленные по ним значения $H_{mn, 1\%}$ приведены в табл. 2. Данные по рекам Улахэ и Даубихэ следует считать наименее надежными из-за коротких рядов совместных наблюдений над осадками и стоком. Полученные величины $H_{mn, 1\%}$ колеблются в пределах от 220 до 400 мм и хорошо согласуются с величинами расчетного слоя стока $h_{1\%}$, определенными для этих же водосборов в ДВНИГМИ. Коэффициенты стока $\alpha_{1\%} = \frac{h_{1\%}}{H_{mn, 1\%}}$ имеют значения 0,52—0,77, превышающие всего на 10—20% величины средних коэффициентов стока ($\alpha_{ср} = 0,44 \div 0,60$) для наибольших наблюденных паводков на рассматриваемых водосборах (табл. 2).

Использованный способ определения расчетных многосуточных дождевых периодов позволил непосредственно определить средние для водосбора величины обеспеченных паводкообразующих осадков, т. е. он автоматически учитывает редукцию осадков по площади.

Анализ данных для отдельных водосборов показал отсутствие какой-либо закономерности в распределении величин $H_{mn, 1\%}$ по территории рассматриваемого района, что вполне понятно, так как оно зависит не только от климатических данных, но и от площади водосбора, или, точнее, от времени добегания, выраженного величиной t_{cd} . В табл. 2 даны величины времени сдвига $t_{cd, 1\%}$ (выраженные в сутках), вычисленные по эмпирической формуле, полученной одним из авторов для рек Приморья:

$$t_{cd, 1\%} = K_p - \frac{F^{0,25}}{I^{0,50}} \text{ (час)}, \quad (5)$$

где F —площадь водосбора, km^2 ; I —средневзвешенный уклон водотока, $^{\circ}/_{oo}$; K_p —коэффициент пропорциональности, изменяющийся по территории и принимаемый равным: 1) $K_p = 6,0$ —южное и юго-восточное побережье, реки бассейнов Улахэ, Даубихэ и восточных склонов Сихотэ-Алиня; 2) $K_p = 7,7$ —бассейны р. Вак, оз. Ханка, рек среднего течения р. Уссури; 3) $K_p = 9,6$ —бассейны рек Имана (без р. Вак), Бикина, Хора.

В табл. 3 даны величины суточных максимумов осадков $H_{сут, 1\%}$ определенные по карте изолиний, построенной по данным наблюдений по метеостанциям и постам Приморского края по 1967 год включительно.

Таблица 2

Расчетные параметры и величины многосуточных осадков 1%-ной обеспеченности

Река—пункт	$F,$ км^2	Число наблюдений	Многосуточные осадки			$T_{\text{ос}}$, сутки	$\zeta_{\text{ст}, 100}$, сутки	$a_{\text{ср}}$	$h_{1\%},$ мм	$a_{1\%}$	γ	
			$\bar{H},$ мм	C_v	C_s							
Хор—Ново-Хорье	24500	27	162	0,44	1,2	390	21	4,5	0,46	246	0,64	2,0
Бикин—Звеньевая	21400	20	103	0,58	1,6	300	20	4,3	0,44	155	0,53	2,0
Иман—Картун	18500	28	106	0,68	1,5	360	18	3,6	0,57	224	0,61	3,0
Вак—Ракитное	5430	27	98,4	0,50	0,3	220	10	1,6	0,55	172	0,77	2,5
Улахэ—Кокшаровка	8540	12	105	0,78	3,8	(310)	(16)	1,6	0,55	173	0,55	2,0
Даубихэ—Яковлевка	5210	13	94,9	0,47	0,3	(350)	(12)	1,7	0,60	226	0,66	2,0
Суйфун—Тереховка	15500	26	111	1,04	5,0	400	18	2,2	0,46	210	0,52	3,0

Сопоставление наблюденных и вычисленных максимальных расходов

Река—пункт	$F,$ км^2	$I,$ $\%_{00}$	$t_{\text{дл}}, \text{час}$	$H_{\text{сур}}, 10^{10}, \text{м.м}$	$H_{\text{мн}}, 10^{10}, \text{м.м}$	$\Delta t,$ час	α	γ
Хор—Ново-Хорье . . .	24500	1,2	4,5	120	390	24	0,5	2,0
Бикин—Звеньевая . . .	21400	1,3	4,3	130	300	24	0,5	2,0
Иман—Картун	18500	1,7	3,6	150	360	24	0,5	3,0
Вак—Ракитное	5430	2,8	1,6	140	220	12	0,6	2,5
Улахэ—Кокшаровка . .	8540	2,5	1,6	170	310	12	0,6	2,0
Даубихэ—Яковлевка . .	5210	1,7	1,7	180	350	12	0,7	2,0
Суйфун—Тереховка . .	15500	1,8	2,2	180	400	12	0,7	3,0
Уссури—Кировский . .	24400	1,5	3,3	160	500	24	0,6	2,0
Тумнин—Тумнин	13900	1,6	3,4	120	240	24	0,5	2,5
Самарга—Унты	7280	3,6	1,9	160	280	12	0,5	2,0
Бикин—Олонь	13100	1,7	3,3	110	160	24	0,5	2,0
Мо—Луговой	3480	1,0	2,4	180	460	12	0,4	2,5
Бейцухэ—Покровка . .	1910	0,8	2,9	160	440	24	0,5	2,3
Подхоренок—Дормидонтовка	2330	0,9	2,9	120	200	24	0,5	1,8

Таблица 3

и слоев 1%-ной обеспеченности на больших реках Приморского края

Наблюден- ные		Рассчитан- ные		Отклонения в %		Формула ЛГМИ		Формула Ше- реметьева	
Q , $m^3/\text{сек}$	h , $мм$	Q , $m^3/\text{сек}$	h , $мм$	$\frac{\Delta Q}{Q_{\text{набл}}}$	$\frac{\Delta h}{h_{\text{набл}}}$	Q , $m^3/\text{сек}$	$\frac{\Delta Q}{Q_{\text{набл}}} \times 100\%$	Q , $m^3/\text{сек}$	$\frac{\Delta Q}{Q_{\text{набл}}} 100\%$
5350	246	6900	195	+29	-21	9450	+77	13000	+143
3300	155	6000	150	+82	-3	7050	+113	12000	+264
4840	224	6300	180	+30	-20	8600	+78	11500	+137
2770	172	1800	133	-35	-23	3130	+13	5500	+ 99
4210	173	4830	186	+15	+ 7	5350	+27	7900	+ 88
6500	226	4940	245	-24	+ 8	2440	-62	5800	- 11
11200	210	12400	280	+11	+33	5730	-49	10000	- 11
14600	230	14000	300	- 4	+30	7430	-49	13000	- 11
3150	177	4040	120	+28	-32	3160	0	9300	+195
2200	234	4300	140	+96	-40	3480	+58	6900	+214
2770	148	2350	80	-15	-46	6550	+136	9000	+224
2070	182	2340	184	+13	+ 1	1230	-41	4700	+127
731	238	1270	220	+74	- 8	1190	+62	3500	+379
847	—	508	100	-40	—	1240	+46	3700	+336
		Сред- нее		± 35	± 21		± 58		± 160

Анализ величин $H_{\text{мн. } 1\%}$, $t_{\text{сд. } 1\%}$, $H_{\text{сут. } 1\%}$ показал наличие достаточно надежной зависимости $H_{\text{мн. } 1\%} = \psi(H_{\text{сут. } 1\%}, t_{\text{сд. } 1\%})$, представленной на рис. 2 и показывающей увеличение расчетных сумм осадков многосуточных дождей с увеличением суточного максимума осадков и времени добегания.

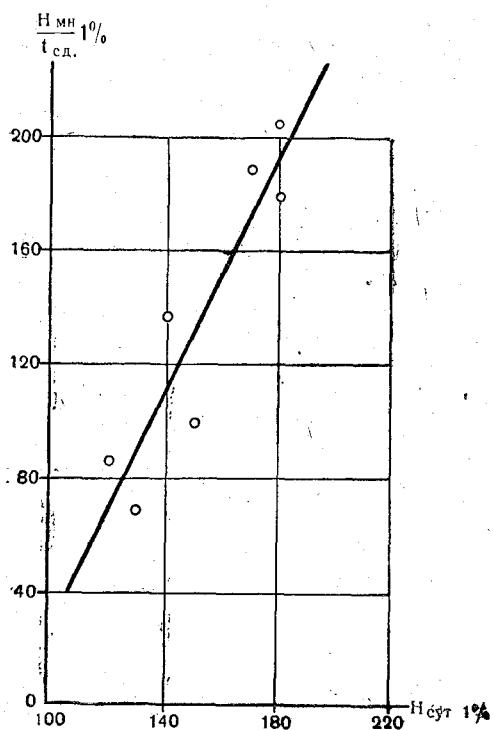


Рис. 2 График зависимости

$$\left(\frac{H_{\text{мн. }}}{t_{\text{сд. }}} \right) \cdot 1\% = \psi(H_{\text{сут. } 1\%})$$

довало ожидать, характерны для водосборов, имеющих наибольшие значения времени сдвига. В общем, для рассматриваемых водосборов района можно принять приближенное соотношение $T_{\text{мн. }} = 4 \div 6 t_{\text{сд. } 1\%}$.

Для получения третьего параметра расчетных многосуточных дождей—распределения осадков во времени — был проведен анализ хода паводкообразующих осадков для всех наиболее значительных паводков. Для этого ход дождей рассматривался в виде интегральных сумм, выраженных в относительных величинах.

По известным величинам $H_{\text{сут. } 1\%}$, $t_{\text{сд. } 1\%}$ по указанной зависимости для любого большого водосбора Приморья (при $t_{\text{сд. } 1\%} > 40$ час) можно приближенно определить значения $H_{\text{мн. } 1\%}$.

Расчетные продолжительности многосуточных дождей были нами получены также путем рассмотрения продолжительности наибольших в году паводкообразующих осадков $T_{\text{мн. }}$ для каждого водосбора.

Наблюденные значения $T_{\text{мн. }}$ для отдельных паводков колеблются в весьма больших пределах — от 4 до 46 суток, а средние значения для пяти наибольших паводков на каждом водосборе — от 10 до 21 суток. При этом наибольшие продолжительности, как и сле-

Подавляющее большинство многодневных паводкообразующих осадков (в том числе все за максимальные по величине расхода паводки) относится к такому типу распределения, когда большая часть осадков ($H_{\text{мн}} > 50\%$) выпадает в первую треть продолжительности $T_{\text{мн}}$. Осредненный интегральный ход паводкообразующих осадков для наибольших паводков на всех водосборах, выраженный в относительных единицах, представлен на рис. 3. Имея расчетный слой $H_{\text{мн}, 10\%}$ и продолжи-

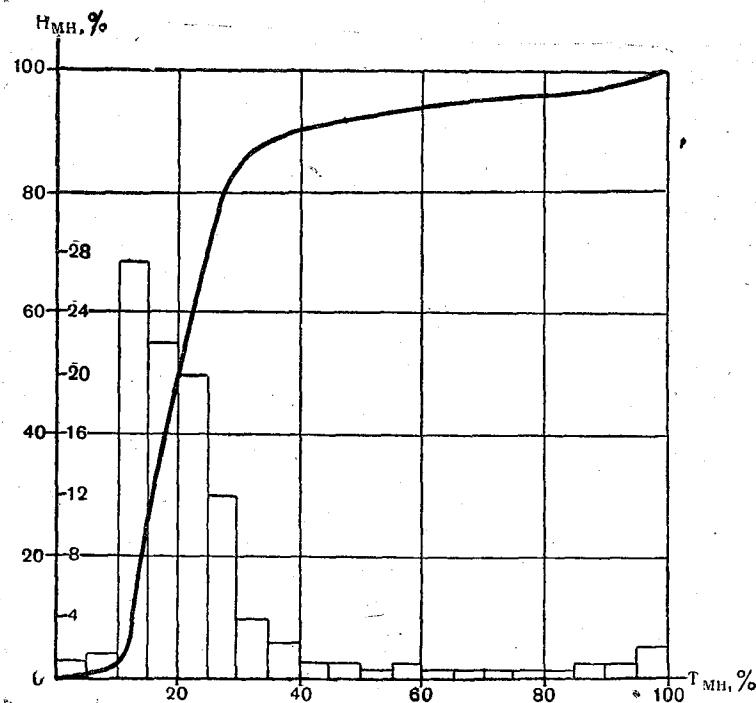


Рис. 3. Осредненный ход осадков

тельность $T_{\text{мн}}$ многосуточных осадков, по графику на рис. 3 можно вычислить ход расчетных осадков в мм за каждый принятый интервал времени Δt .

Для вычисления гидрографов по генетическому методу с постоянным временем добегания с помощью ЭМУ ПР-43 на неизученных водотоках помимо расчетных осадков, величины времени сдвига $t_{\text{сд} 10\%}$ необходимы рекомендации по определению объемных коэффициентов стока α и коэффициента формы гидро-

графа γ , на основании которых рассчитываются параметры трансформирующей функции $P_n(\tau)$.

Учитывая полученные нами значения коэффициентов стока $a_{ср}$ для наибольших паводков и величин $\alpha_{1\%}$ (табл. 2) и приняв во внимание предложения ряда авторов [1, 2, 5], можно рекомендовать следующие ориентировочные значения объемных коэффициентов стока a при расчетах паводков редкой повторяемости по многосуточным дождям:

- 1) южная часть Приморского края — бассейны рек Суйфун, Даубихэ — $a=0,7$;
- 2) центральные районы — бассейны рек Улахэ, Вак — $a=0,6$;
- 3) бассейн рек Иман (без бассейна р. Вак), Хор, Бикин — $a=0,5$;
- 4) реки бассейна оз. Ханка — $a=0,4$.

Приведенные значения коэффициента стока a должны корректироваться имеющимися материалами наблюдений на данном водотоке.

Коэффициент формы гидрографов γ выдающихся паводков изменяется в незначительных пределах. Поэтому считаем возможным принять $\gamma=1,5 \div 2$ для северных и центральных районов Приморья и $\gamma=2 \div 3$ для южных.

Проверка предлагаемой методики осуществлялась путем поверочных расчетов по всем большим водосборам Приморского края, имеющим подсчитанные в ДВНИГМИ по данным наблюдений максимальные расходы $Q_{набл. 1\%}$ и слои стока $h_{набл. 1\%}$ (табл. 3). При этом за «большие» условно приняты водосборы, имеющие $t_{сл. 1\%} \geq 40$ час, что соответствует в основном площадям водосборов $F > 5000 \text{ км}^2$ или несколько меньшим, но имеющим малые уклоны и в значительной степени заболоченным.

Расчеты гидрографов 1%-ной обеспеченности для 14 больших водосборов Приморского края производились на ЭМУ ПР-43 по линейной схеме. Необходимые данные для расчета, представленные в табл. 3, получены следующим образом:

- 1) время сдвига $t_{сл. 1\%}$ по формуле (5);
- 2) суточный максимум осадков $H_{сут. 1\%}$ по карте на рис. 4;
- 3) расчетный слой многосуточных осадков $H_{ми. 1\%}$ по графику на рис. 2;
- 4) продолжительность многосуточных осадков $T_{ми}$ определена, исходя из вышеприведенного приближенного соотношения;
- 5) распределение осадков во времени по графику на рис. 3;
- 6) значение расчетной единицы времени $\Delta t = 12$ час или $\Delta t = 24$ час в зависимости от величины $t_{сл. 1\%}$ исходя из соотношения $\frac{t_{сл. 1\%}}{\Delta t} \geq 3 \div 5$;

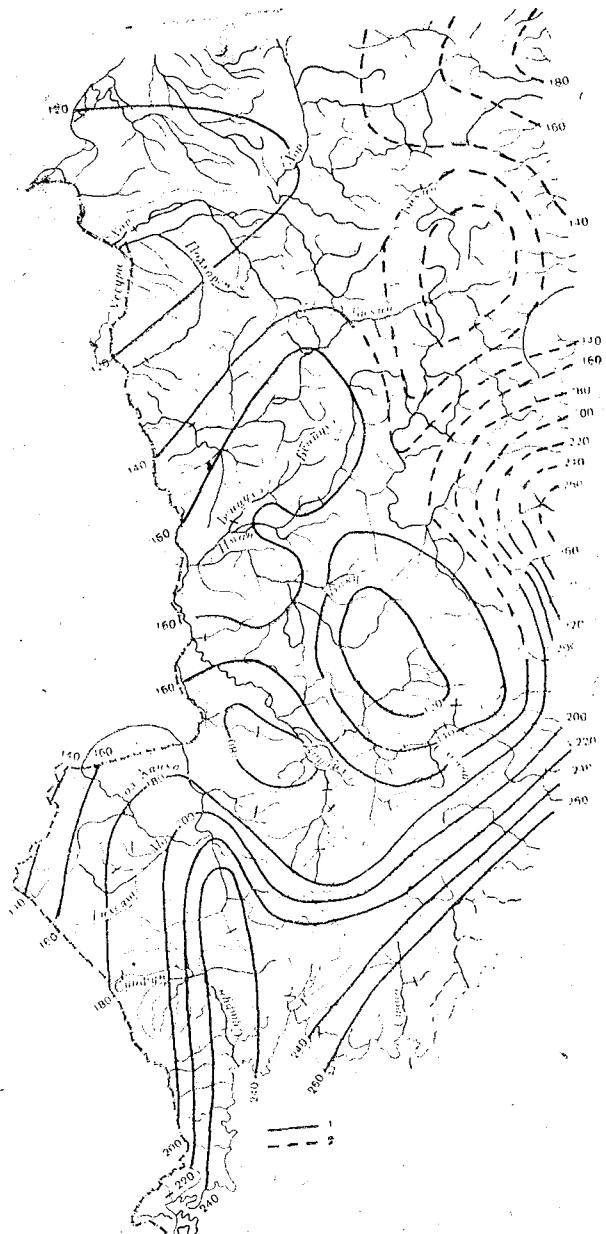


Рис. 4. Карта изолиний суточного слоя осадков 1%-ной обеспеченности.

1—2—соответственно при достаточной и редкой сети метеостанций

- 7) коэффициенты α и γ по приведенным выше рекомендациям;
 8) параметры n и T в зависимости от γ и $t_{\text{сл. } 1\%}$ по соотношениям (3) и (4).

Для каждого водотока производилось сравнение рассчитанных максимальных расходов $Q_{\text{расч. } 1\%}$ и слоев $h_{\text{расч. } 1\%}$ с наблюденными величинами $Q_{\text{набл. } 1\%}$ и $h_{\text{набл. } 1\%}$. Оно показало, что средняя ошибка расчета $\frac{\Delta Q}{Q_{\text{набл. } 1\%}} \cdot 100\%$ и $\frac{\Delta h}{h_{\text{набл. } 1\%}} \cdot 100\%$ составляет

$\pm 35\%$ и $\pm 21\%$, в то время как расчет максимальных расходов для этих же водотоков по эмпирическим формулам ЛГМИ и И. И. Шереметьева [1], рекомендуемым для данного района, дал погрешность $\pm 58\%$ и $\pm 160\%$ соответственно (табл. 3).

Предлагаемый метод позволяет получить не только величину максимального расхода, но и весь расчетный гидрограф, что дает возможность иметь все элементы паводка. Форма рассчитанных гидрографов 1%-ной обеспеченности в общем близка к форме гидрографов той же обеспеченности, определенным по моделям наибольших наблюденных паводков (рис. 5). Для удобства сравнения расходы выражены в относительных величинах.

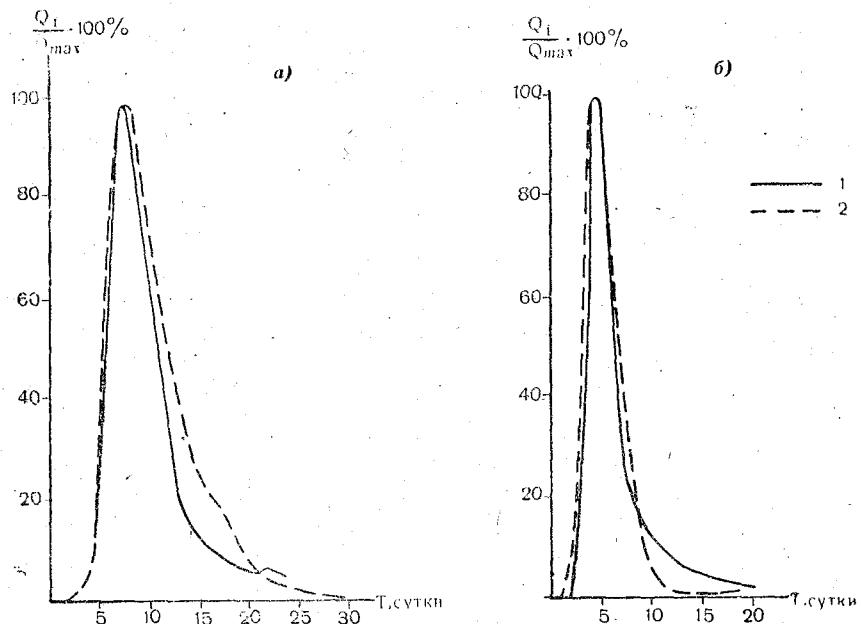


Рис. 5. Сопоставление типовых (1) гидрографов с рассчитанными (2) 1%-ной обеспеченности.

а—Иман—Картуи; б—Суйфун—Тереховка

Изложенный в данной статье метод принципиально может быть применен и для расчетов гидрографов любой другой обеспеченности.

ЛИТЕРАТУРА

1. Горошков И. Ф., Самохин А. А., Соловьев а Н. Н. Максимальные расходы дождевых паводков на реках бассейна Амура и методика их расчета. Труды ЛГМИ, вып. 35, 1969.
2. Гарциман И. Н. Условия формирования дождевого паводочного стока на малых реках юга Дальнего Востока. Материалы Международного симпозиума по паводкам и их расчетам. Л., 1967.
3. Петрова З. П. Расчет многодневных осадков и закономерности их распространения по площади на территории Дальнего Востока. Труды ГГИ, вып. 79, 1960.
4. Соколовский Д. Л., Шикломанов И. А. Расчеты гидрографов паводков с использованием электронных моделирующих устройств. Труды ЛГМИ, вып. 23, 1965.
5. Соколовский Д. Л. Речной сток. Гидрометеоиздат, Л., 1968.
6. Шикломанов И. А. Генетический метод расчета паводков с использованием электронного моделирующего устройства. Труды Гидропроекта, вып. 4, 1966.

А. М. Догановский, В. Г. Орлов

О ЗАКОНОМЕРНОСТЯХ ВЫПАДЕНИЯ ЖИДКИХ ОСАДКОВ В БАССЕЙНАХ РЕК СЕВЕРО-ВОСТОЧНОЙ СИБИРИ И ИХ РАСЧЕТ

От состояния исследований методов расчета осадков в том или ином районе зависит точность определения максимальных расходов воды на реках. Поэтому изучение закономерностей географического распределения осадков, их расчетных величин имеет не только научное, но и большое практическое значение.

На распределение и режим осадков во времени и пространстве значительное влияние оказывают как климатические факторы, определяемые общей циркуляцией атмосферы, так и местные условия. К последним, в первую очередь, следует отнести рельеф (ориентация склонов по отношению к влагонесущим воздушным потокам и высота местности над уровнем моря).

В настоящее время для расчетов осадков по материалам наблюдений используется методика ГГИ [7]. Обработка данных по ней ведется по схеме, единой для всех районов СССР, что, естественно, не дает возможности детально учесть особенности каждого конкретного района.

Региональные же исследования позволяют выявить некоторые особенности и сообразно им принять ту или иную расчетную схему. Поэтому целесообразность проведения таких исследований очевидна.

В этой работе сделана попытка учесть физико-географические особенности бассейнов рек Яны, Индигирки и Колымы и выделить однотипные по режиму осадков районы.

Район исследования и его изученность

Рассматриваемая территория расположена на северо-востоке СССР и занимает площадь около 1,5 млн. km^2 . По характеру рельефа она делится на две неравные части: северная — Восточно-Сибирская низина и южная — горная, в пределах которой расположены хребты Верхояно-Колымской горной дуги, оконту-

ривающей район с запада, юга и востока. Основные ее звенья на западе—Верхоянское, на востоке—Колымское нагорье. Наиболее высокая южная и юго-западная части заняты хребтом Сунтар-Хаята. В центре района в северо-западном направлении тянутся многочисленные хребты нагорья Черского (Момский, Улахан-Чистайский, Тас-Кыстабыт и др.). Хребты и нагорья отделены друг от друга впадинами, плоскогорьями, межгорными котловинами.

Климат района суровый, поэтому период, когда осадки выпадают в жидким виде, очень короткий. Так, в горной части бассейнов Яны, Индигирки и Колымы на высотах 700 м он не превышает 120—130 дней, а на высотах 2000 м уменьшается до 80—90 дней. Такая же продолжительность характерна и для северных низменных районов.

Исследованиями В. Л. Архангельского [1] установлено, что над рассматриваемой территорией в теплую часть года проходят следующие основные пути перемещения влагонесущих воздушных масс:

- 1) пути, лежащие в основном севернее 65° с. ш., по которым проходят циклоны, идущие с запада на восток с низовий Енисея;
- 2) пути, лежащие между 50° и 65° с. ш.; основная часть циклонов, проходящих здесь, входит с бассейна Оби;
- 3) и, наконец, третья группа циклонов перемещается от Забайкалья и восточной части МНР.

Таким образом, влагонесущие воздушные массы в основном поступают на территорию с запада, юго-запада и юга. Естественной преградой на пути движения циклонов является Верхояно-Колымская горная дуга, а поэтому ее внешние склоны орошается более обильно, чем внутренние области. Здесь значительно выше суммы осадков, больше их интенсивность.

Проникая через горы в бассейны рек Яны, Индигирки и Колымы, воздушные массы в основном сохраняют направление перемещения, а поэтому более влагообильными являются склоны гор, обращенные к западу и юго-западу. Например, сильно увлажнены западные склоны хребтов Черского. Хотя здесь и нет высокогорных метеостанций, об этом можно судить по относительно более высокому стоку рек, стекающих с Тас-Хаяхтахского, Чибагалахского и других хребтов. Повышенной увлажненностью отличается также район верховьев Колымы.

Подобная совокупность климатических и сложных физико-географических условий приводит к существованию в пределах рассматриваемой территории целого ряда районов, имеющих различные характеристики жидких осадков. Подтверждением этого служат результаты анализа метеоданных сети Гидрометслужбы по 1966 год включительно.

Метеостанции и метеопосты в бассейнах рек Яны, Индигирки и Колымы расположены неравномерно. Большая их часть находится в горной части района, но на относительно невысоких отметках в долинах рек. Высокогорные области почти не освещены наблюдением. Нами использованы данные по 58 метеостанциям.

Характеристика дождей и дождевых периодов

Продолжительность и интенсивность выпадающих дождей на рассматриваемой территории очень разнообразна. Ф. В. Залесским [4] установлено, что наибольшую повторяемость имеют дожди, выпадающие в течение 10—20 часов. Однако отдельные дожди, как правило, редки, чаще всего они проходят сериями. Каждая такая серия или дождевой период состоит из ряда изолированных, следующих друг за другом с небольшими перерывами дождей.

Именно во время прохождения дождевых периодов обычно формируются наибольшие слои осадков и орошаются одновременно огромные площади, иногда превышающие 300—500 тыс. км². Так, например, дождь, наблюдавшийся в восточной части исследуемой территории 23—27 июня 1953 г., охватил площадь 700 тыс. км², дав средний по площади слой 17 мм. В центре дождя на метеостанции Каньон зафиксировано 78,1 мм. Более 700 тыс. км² охватил августовский многодневный дождь 1958 г. и т. п. Наиболее же часто наблюдаются дожди, охватывающие 200—300 тыс. км². Отмечено, что осадки на периферии дождя, как правило, прерываются и не дают стокового эффекта. Такие дожди имеют явно выраженный фронтальный характер.

Для анализа распределения дождевых периодов по территории обработаны и использованы данные по 30 метеостанциям, имеющим наиболее длинные ряды наблюдений. Выбирались дождевые периоды, вызвавшие наибольшие в году паводки на ближайших к станции реках, а при определении их продолжительности учитывалось ядро многодневного дождя (слои менее 1 мм отбрасывались).

Проведенный анализ позволил сделать следующие выводы.

В бассейнах рек Колымы и Индигирки дождевые периоды могут продолжаться до 20—25 дней. Для северных станций (Островное, Илирней) продолжительность их 7—10 суток, но может доходить и до 20, как это наблюдалось в 1941 г. Примерно такая же продолжительность характерна и для верховьев Колымы. Несколько меньше она в средней части бассейнов рек Колымы и Яны—до 10 суток.

Несмотря на очень большое многообразие дождевых периодов оказалось возможным выделить определенные их типы. При типизации по районам в качестве основных характеристик при-

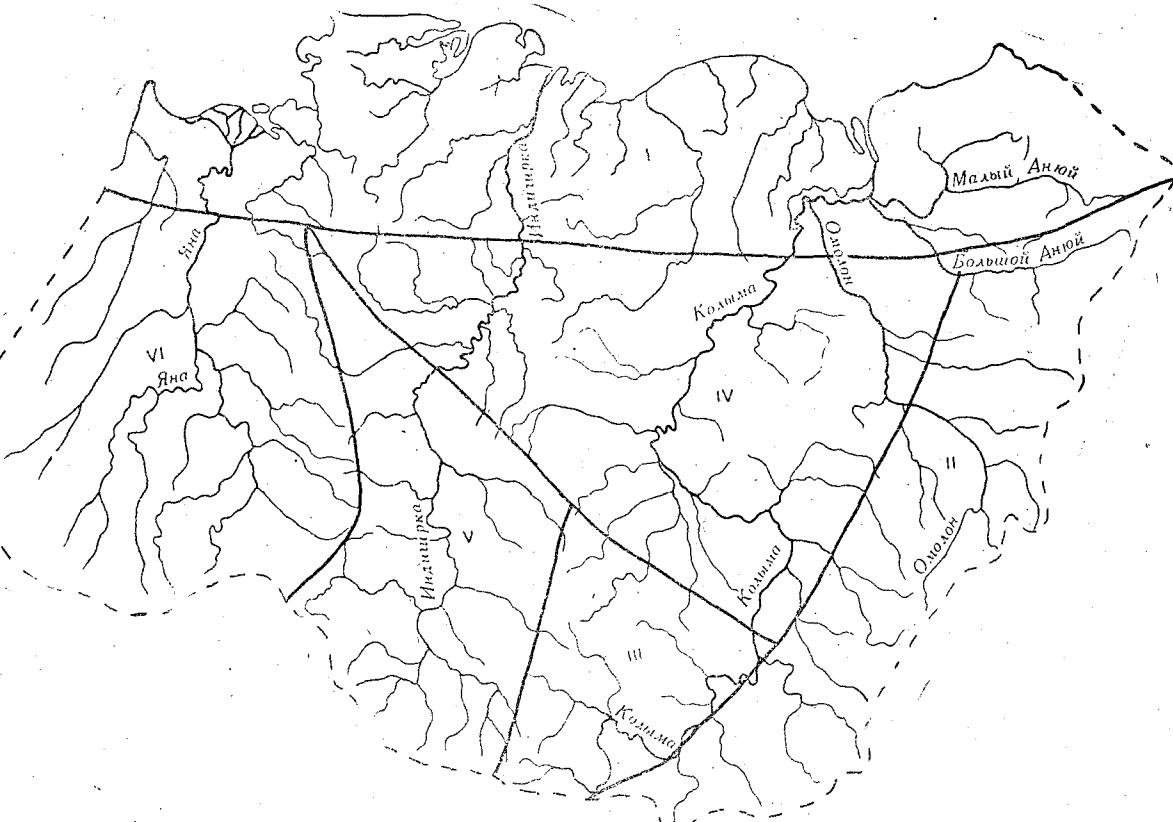


Рис. 1. Схема деления территории Северо-Восточной Сибири на районы с общими условиями формирования жидких осадков

няты: продолжительность ядра периода, среднее количество осадков, выпавшее за это время, и средняя интенсивность осадков для суточного интервала. Полученные данные позволили разделить ориентировочно всю рассматриваемую территорию на шесть районов (рис. 1):

I район — занимает северную, низменную часть Северо-Восточной Сибири — низовья Яны, Индигирки и Колымы. Сюда же относится бассейн Малого Аниоя. Для района характерны дождевые периоды продолжительностью 4—6 суток со средним количеством осадков 30—40 мм. Максимальные величины достигают 50—60 мм. Среднее количество осадков, выпадающих за сутки, равно 5—7 мм в отдельные годы может быть до 20 мм. В среднем за год наблюдается 2—3 дождевых периода. Имеют место отдельные изолированные дожди. Средняя высота района немного выше уровня моря и только его восточная часть поднимается на 300—400 м. Средняя высота метеостанций около 100 м.

II район — охватывает северо-западный склон восточной части Верхояно-Колымской горной дуги, занимающей правобережье Колымы. Средняя высота района 600—700 м, а метеостанций — 600 м. Продолжительность дождевых периодов несколько больше, чем в I районе, и составляет 5—6 суток, в течение которых выпадает 40—50 мм осадков со средней интенсивностью 8—9 мм/сутки. Максимальное же количество осадков за период может превышать 100 мм при продолжительности 10—12 дней. Некоторое увеличение сумм осадков и интенсивности выпадения наблюдается в южной части района — на правобережье Верхней Колымы (метеостанции Бохапча, Стрелка), чему способствует сильно расчлененный рельеф местности, не препятствующий проникновению влажных воздушных масс со стороны Охотского моря. Например, выпавшийся дождь 1939 г. с центром в бассейне р. Бохапча дал более 140 мм осадков за 5 суток.

III район — занимает левобережную горную часть бассейна Колымы, средние высоты которой 800—900 м, а метеостанций — 690 м. Средняя продолжительность дождевых периодов 5—6 суток при общем количестве осадков 40—60 мм и средней интенсивности 7—10 мм/сутки. Максимальная продолжительность 10—15 суток со слоем более 100 мм. Встречающиеся отдельные изолированные дожди имеют невысокую интенсивность, которая, как правило, ниже, чем у дождей, входящих в дождевые периоды.

IV район — занимает Алазейское и Юкагирское плоскогорья, а также низменные районы прилегающих к ним рек Колымы и Индигирки в их средних течениях. Средняя высота района 100—200 м, а метеостанций — 50 м. Продолжительность дождевых

периодов уменьшается и в среднем равна 3—4 дня с количеством осадков 20—40 мм и суточной интенсивностью 6—8 мм. Максимальные суммы осадков за период достигают 50—60 мм, а продолжительность 10—12 дней.

V район — охватывает среднюю и верхнюю часть бассейна Индигирки, который с трех сторон окружен высокими горными хребтами. Средняя высота метеостанций — 570 м. Продолжительность дождевых периодов равна 4—5 суткам, слой осадков 30—35 мм, средняя суточная интенсивность 6—7 мм. Максимальная продолжительность доходит до 11—13 дней, а количество осадков 70—80 мм.

VI район — занимает бассейн р. Яны (верховье и среднюю часть), представляющий собой обширную Средне-Янскую впадину, окруженную с трех сторон горными хребтами Верхоянским — на юге и западе и цепями хребта Черского — на востоке. Средняя высота района 500 м, а метеостанций 230 м. Продолжительность дождевых периодов 3—4 дня с количеством осадков 20—30 мм и средней суточной интенсивностью 6—7 мм. Максимальная продолжительность периодов достигает 8—10 дней с суммой осадков 50—60 мм. При расчетах характеристик этого района метеостанция Иэма не принята во внимание, так как расположена у водораздела и имеет отличные от других станций характеристики.

Высокогорные области выделенных районов изучены очень слабо. Имеющиеся наблюдения на отдельных метеостанциях позволяют сделать вывод о том, что продолжительность дождевых периодов и слой осадков увеличивается, но средняя суточная интенсивность падает.

На высокогорной станции Сунтар-Хаята (высота 2068 м) за 5 лет наблюдений (1957—1961 гг.) средняя продолжительность дождевых периодов составила 15—16 дней, средний слой осадков за это время 82 мм, суточная интенсивность 5,1 мм. В 1959 г. зафиксирована продолжительность периода 23 дня с количеством осадков 124 мм. Вообще в высокогорных областях выделение дождевых периодов очень условно, так как дожди следуют друг за другом с небольшими перерывами в течение всей теплой части года. Одиночные изолированные дожди, как правило, отсутствуют.

Характер дождевых периодов обусловлен взаимодействием основных типов циркуляции атмосферы со сложным рельефом местности. В формировании дождевых периодов в различных районах доля участия каждой из групп циклонов различна. Так, в I, IV, V, VI районах большинство дождевых периодов вызвано циклонами первой группы, во II, III районах — второй и третьей группы. Исследование показало, что возможно соединение сразу

нескольких типов циклонов, что приводит к выпадению очень обильных осадков (упоминавшийся выше дождь в 1939 г. в бассейне Колымы).

Суточные суммы осадков

Одной из основных характеристик дождей является слой осадков, выпавших в течение суток. Эта величина также определяется совокупностью видов атмосферной циркуляции и сложным рельефом местности, вследствие чего величины суточных максимумов изменяются по территории в довольно широких пределах.

Наибольшие суточные величины осадков наблюдаются в верхней части бассейна Колымы и, как правило, имеют место в дождевых периодах. Так, в 1960 г. на метеостанции Каньон был зафиксирован суточный максимум 53,4 $мм$, на метеостанции Сусуман — 53,0 $мм$. Высокие значения наблюдались в 1939 г. на станциях Боянча — 49,4 $мм$, Атка — 49,0 $мм$ и т. д. Средние значения суточного максимума по станциям III района 20—25 $мм$ и убывают к северу и к западу. Например, в I, II, IV районах их среднемноголетняя величина не превышает 15—20 $мм$, в V районе — 16—20 $мм$, в IV — 15—25 $мм$. Причем заметно некоторое увеличение с высотой местности. На метеостанциях, расположенных в центральной части Янской котловины, величина суточного максимума равна 15—20 $мм$; расположенных у подножья хребта Черского на более высоких отметках М. Тоустах, Усть-Чаркы, Иэма и др. — 22—24 $мм$, на метеостанции Сюрен-Кюель (высота 760 м) — 27 $мм$. В общем же величины суточных максимумов группируются порайонно, которые в основном совпадают с вышеустановленными.

Анализ суточных максимальных слоев показал, что в условиях рассматриваемой территории существует довольно тесная связь среднегодового количества осадков и среднесуточного максимального слоя за многолетний период. Такие зависимости приведены в работе авторов [2].

Соотношение $H_{\text{сут}}$ и $\bar{X}_{\text{год}}$ различно для выделенных районов и показывает, что при той же величине среднесуточного максимума годовое количество осадков, например, во II и III районах, выше, чем в других. Это, на наш взгляд, можно объяснить большой продолжительностью дождевых периодов и их большей повторяемостью. Расчеты подтверждают это предположение. Так, например, коэффициент вариации максимального суточного слоя по метеостанции Хатынках равен 0,31, а коэффициент вариации продолжительности многодневных дождей по этой же станции — 0,57.

Значения коэффициентов вариации суточных максимумов не постоянны по территории. Наибольшие их значения характерны

Номер района	Средняя высота метеостанции, м	Число метеостанций	Число лет объединенного ряда	Среднесуточный слой осадков, $H_{сут}$, мм
I	140	4	32	25,4
II	600	13	32	31,0
III	690	12	30	32,3
IV	50	6	27	29,2
V	570	8	30	24,8
VI	230	7	31	26,0

Таблица 1

Коэффициент вариации среднесуточного слоя, C_v	Средний показатель степени редукции, n	Географические параметры		Поправка на нелинейность, C
		A'	B'	
0,44	0,74	2,20	3,80	—
0,30	0,54	0,60	0,75	6
0,26	0,62	1,60	0,90	7
0,32	0,64	1,20	1,20	5
0,23	0,64	1,10	1,10	5
0,50	0,68	0,50	3,0	—

для северных и северо-западных районов, где величина C_v — на в среднем 0,4—0,7; на востоке в пределах II района $C_v=0,2—0,4$; такие же значения имеют место в III районе; в IV—0,4—0,6; в V—0,3—0,4; в VI—0,3—0,5 (табл. 1).

Анализ зависимости интенсивности дождей от продолжительности

Для исследования зависимости интенсивности осадков от их продолжительности произведена обработка дождя по метеостанциям, имеющим ряд наблюдений не менее 10 лет. Всего обработано более 1200 годостанций. При этом сделана выборка максимальных сумм за интервалы времени 1, 5, 10, 20, 30, 60, 180, 360, 720 минут 1, 2, 3 суток. К сожалению, наблюдения по плювиографам с достаточно длинными рядами имеют ограниченное число станций, в основном же данные отрывочные и охватывают лишь последние годы.

Как показали ранее выполненные исследования [8, 9 12], зависимость $a=f(T)$, построенная в логарифмическом виде, в интервале времени 1 час — 3 суток носит линейный характер. Это подтверждается данными для рассматриваемой территории. Кроме того, установлено, что в зоне больших продолжительностей,

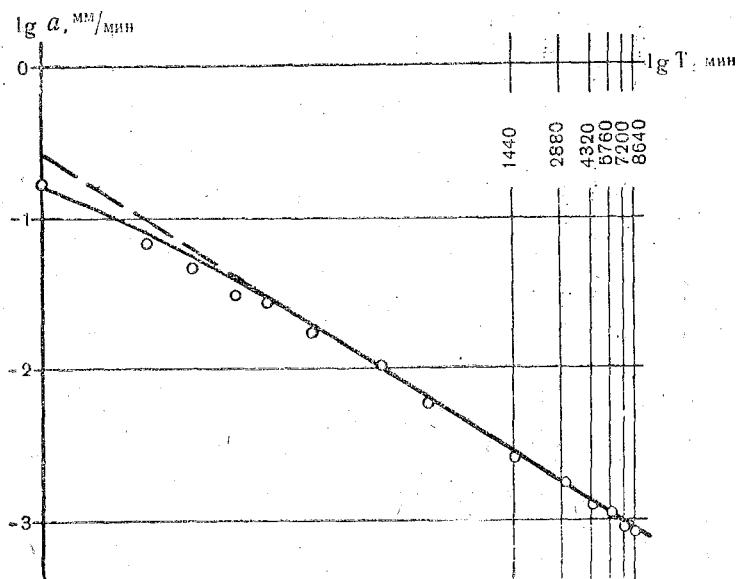


Рис. 2. Зависимость интенсивности осадков от их продолжительности для метеостанций Нера

т. е. за 4,5 и даже 6 суток, зависимость $a=f(T)$ сохраняет линейный характер. На рис. 2 приведена зависимость интенсивности дождей от их продолжительности для метеостанции Нера, расположенной в V районе. Анализ подобных зависимостей позволяет сделать вывод, что для определения расчетных величин осадков в диапазоне 1 час и более с достаточной для гидрологических расчетов точностью могут быть использованы материалы наблюдений по осадкомеру за 1, 2 и 3 суток.

Степень снижения интенсивности с увеличением продолжительности дождя характеризует показатель степени редукции n , величина которого практически постоянна при продолжительностях более 1 часа. Коэффициент n указывает на характер дождя и зависит от климатических и физико-географических условий данной территории. Анализ этой величины показал, что близкие значения n группируются порайонно. Так, в I районе n равно в среднем 0,7—0,8; во II—0,5—0,6; в III—0,6—0,7; в IV—0,6—0,8; в V и VI—0,6—0,7. То же самое можно сказать и о предельной условной интенсивности дождей S . Эти величины получены по связям $a=f(T)$ путем экстраполирования их до оси ординат. Вследствие нелинейности зависимости $a=f(T)$ в зоне малых продолжительностей (менее 1 часа) значение S выше фактических величин. Чтобы избежать завышения при расчетах вводится поправочный член C , величина которого установлена приближенно.

Расчет интенсивности в зависимости от продолжительности для рассматриваемой территории можно производить по известной формуле

$$a = \frac{S}{(T+C)^n}, \quad (1)$$

где a — средняя интенсивность дождя ($мм/мин$) за интервал времени T , мин; S — предельная интенсивность, $мм/мин$; n — показатель степени редукции; C — поправка на нелинейность в зоне малых продолжительностей.

Все вышесказанное указывает на наличие на исследуемой территории районов, характеризующихся различными физико-географическими и климатическими условиями, а следовательно, и определенными типами дождей, имеющими различную среднюю продолжительность, слой осадков, интенсивность и различный характер зависимости интенсивности от продолжительности и т. п.

Основываясь на подмеченных выше закономерностях характеристик дождей, изменяющихся от района к району, представляется возможным для расчетов использовать метод районных кривых обеспеченности [11], который заключается в том, что для каждого из принятых районов строится один статистический

ряд, в который включаются не все осадки, а только наибольшие суммы осадков за данный интервал времени, зафиксированные на одной из станций района. В применении к расчетам стока этот прием является физически более обоснованным, чем при включении всех данных наблюдений. Кроме того, налицо возможность удлинения ряда, так как в этот объединенный ряд включены максимальные значения осадков и результаты расчетов получены несколько более высокими, чем при расчете по каждой метеостанции. Это, однако, компенсируется тем, что высокогорные области не освещены наблюдениями.

Для всех выделенных районов получены статистические ряды и основные их характеристики H_{cp} , C_v , C_s . При этом коэффициент асимметрии принимался равным $4C_v$ (из расчета наилучшего совпадения теоретических и эмпирических кривых обеспеченности). На основании этих характеристик рассчитаны обеспеченные величины осадков за 1, 2, 3 суток и построены районные зависимости $a = f(T)$.

Как отмечено выше, данных наблюдений по плювиографам недостаточно, поэтому при определении значения C использованы результаты расчетов по отдельным станциям, число которых равно 17.

Величина предельной условной интенсивности дождя S в формуле (1) зависит от расчетной повторяемости N и определяется по уравнению

$$S_p' = A' + B' \lg N, \quad (2)$$

где A' и B' —географические параметры осадков, N —расчетная повторяемость в годах. Исходя из этого, интенсивность дождя за любой интервал времени обеспеченностью $P\%$ можно вычислить по формуле

$$a_{P\%} = \frac{A' + B' \lg N}{(T + C)^n}. \quad (3)$$

Здесь обозначения те же, что и в формулах (1), (2).

Слой осадков за период T обеспеченностью $P\%$ равен

$$H_{Tp\%} = a_{P\%} \cdot T. \quad (4)$$

В табл. 1 приводятся районные значения параметров по формуле (3).

Для речных бассейнов с помощью этих параметров по формуле (3) можно рассчитать слой осадков заданной обеспеченности за любой интервал времени. В случае, если рассматриваемый бассейн входит в состав нескольких районов, слои осадков долж-

ны быть подсчитаны как средневзвешенные, пропорционально площадям отдельных частей водосбора.

Что касается редукции дождя по площади, то рекомендации на этот счет имеются в работе [3].

Основные выводы

1. На основании анализа различных характеристик жидких осадков установлены районы, близкие по условиям формирования осадков. Это позволило получить для каждого района расчетные параметры, которые можно рекомендовать для практических расчетов.

2. Полученные расчетные характеристики, как правило, несколько выше, чем по методике ГГИ. Это видно из сравнения 1%-ных суточных слоев осадков, полученных по предлагаемой методике и по данным [6], рассчитанным для бассейна Колымы. При этом границы районов в первом приближении совпадают между собой, хотя и выделены по различным признакам. Приведем результаты сравнения методов расчета суточного слоя осадков по выделенным районам (в мм):

Районы	I	II	III	IV
По работе [6]	50	33	50	42
По предложенному	60	58	48	58

3. Проведенный анализ позволил выявить ряд закономерностей в выпадении жидких осадков и их расчетных характеристиках по высотным зонам рассматриваемой территории.

Если отдельные станции не дают четкого представления об этом, то объединенные в однотипные районы позволяют проследить увеличение среднесуточного слоя, продолжительности и суммы осадков за дождевой период и уменьшение показателя степени редукции осадков и коэффициента вариации суточного слоя с увеличением высоты местности.

ЛИТЕРАТУРА

1. Архангельский В. Л. Пути и скорости перемещения циклонов и антициклонов в Восточной Сибири и на Дальнем Востоке: Труды ДВНИГМИ, вып. 1, Гидрометеониздат, Л. 1956.
2. Догановский А. М., Орлов В. Г. Анализ и расчет жидких осадков в бассейне Колымы. Труды Магаданской ГМО, вып. 3, Магадан, 1969.
3. Догановский А. М., Орлов В. Г. Об учете редукции жидких осадков в бассейне р. Колымы. Труды ЛГМИ, вып. 35, 1969.
4. Залесский Ф. В. Анализ формирования дождевых паводков в условиях вечной мерзлоты (на примере Крайнего Севера-Востока СССР). Международный симпозиум по паводкам и их расчетам. Л., 1967.

5. Кузнецов А. С. Условия формирования дождевых паводков на реках бассейна Верхней Колымы. Магадан, 1966.
6. Мельникова Т. В. Расчетные характеристики дождевых осадков для территории Магаданской области. Сборник работ МГМО. Юбилейный выпуск, 1967.
7. Методические рекомендации к составлению справочника по водным ресурсам СССР, вып. 7, ч. III. Гидрометеоиздат, Л., 1962.
8. Орлов В. Г. Ливневые осадки на территории Сахалина и методика их расчета. Труды ЛГМИ, вып. 26, Л., 1964.
9. Орлов В. Г., Шелутко В. А. Особенности распределения жидких осадков на территории Камчатки. Труды ЛГМИ, вып. 28, Л., 1968.
10. Соколовский Д. Л. Речной сток. Гидрометеоиздат, Л., 1968.
11. Соловьева Н. Н. Анализ и методика расчета осадков в бассейне Верхнего и Среднего Амура и методика расчета максимальных дождевых расходов воды. Труды ЛГМИ, вып. 11, Л., 1961.
- 12 Соловьева Н. Н. Зависимость интенсивности осадков от их продолжительности и повторяемости в бассейне Нижнего Амура. Труды ДВНИГМИ, вып. 29. Гидрометеоиздат, Л., 1968.

*Н. Н. Соловьева, Т. А. Соколова,
А. А. Усанкин, Н. И. Шамина*

ХАРАКТЕРИСТИКА ВЫДАЮЩЕГОСЯ ПАВОДКА 1970 г. В БАССЕЙНЕ р. ТИССЫ ПО МАТЕРИАЛАМ ОБСЛЕДОВАНИЯ

В период 11—18 мая 1970 г. на реках бассейна Тиссы прошел катастрофический паводок, нанесший большой ущерб народному хозяйству этого района. Паводок произошел в результате продолжительных дождей, выпавших на переувлажненную почву.

Выпадение дождей происходило при следующей синоптической обстановке. 12 мая в 03 часа над Центральной Европой расположился обширный циклон с центром в районе Берлина. Ложбина его была направлена через Польшу на запад Украины. На севере депрессии стационарировал арктический фронт. Прибалтика и центральные районы ЕТС были заняты областью высокого давления. Циклон над Западной Европой представлял собой глубокое барическое образование, так как прослеживался на картах АТ₇₀₀ и АТ₅₀₀.

Юго-восточная периферия циклона образовала активную фронтальную зону. Контраст температур во фронтальной зоне достигал 10—15°. Вдоль нее распространился холд на центральные районы Европы. Адвекция холода вызвала интенсивное динамическое падение давления во всей толще атмосферы, развитие сильных восходящих движений над Карпатами. В 12 часов 12 мая в районе Бухареста на холодном участке полярного фронта возник новый циклон, который, углубляясь и расширяясь, переместился на Черновицкую область. Регенерация циклона привела к увеличению интенсивности и площади распространения дождей. Дожди носили как ливневой, так и обложной характер.

В районе Карпат огромную роль сыграл орографический фактор. Наибольшее количество осадков выпало в горах в восточной части Закарпатской области. В табл. I дается характеристика дождевого периода 1970 г. по метеостанциям района.

Таблица 1

Станция	Сумма осадков за 9—18/V, мм	Суточный максимум 13/V, мм	Сумма за апрель, мм	Сумма за май, мм
Рахов	165,9	69,4	93,8	257,5
Ясина	102,5	46,2	67,1	167,4
Деловое	230,8	133,6	81,0	308,2
Белин	126,9	65,0	78,6	174,4
Ростоки	101,1	46,1	81,0	168,1
Луги	154,3	87,5	75,3	233,5
Косовская Поляна	160,4	78,8	76,8	224,5
Кобылецкая Поляна	173,0	84,5	84,7	234,4
Тячев	100,8	27,8	79,9	190,2
Дубовое	152,1	63,7	114,8	201,5
Н. Тересва	140,4	66,5	103,7	238,7
Красна	98,0	37,7	129,5	147,4
Усть-Чорна	110,3	52,9	163,0	196,2
Лопухов	107,6	53,6	120,9	171,3
В. Бычков	125,8	62,9	71,6	198,2

В течение апреля—мая 1970 г. в бассейне Тиссы выпало осадков более нормы в 1,5—3 раза, что определило высокое предпаводочное увлажнение бассейна. В результате на реках наблюдался интенсивный подъем уровней. На р. Тиссе по водостокам В. Бычков, Вылок, Чоп максимальные уровни данного паводка превысили исторический максимум. В табл. 2 сравнивается максимальный уровень 1970 г. с наивысшими многолетними наблюденными уровнями.

На формирование пика паводка на р. Тиссе, начиная от водостока В. Бычков и ниже, оказали влияние проходящие в это время паводки на притоках Вишеу, Тур и Самош. Максимальные уровни воды данного паводка на этих реках превысили исторические горизонты. Кроме того, в районе водостока Тячев наблюдался прорыв водозащитной дамбы. Таким образом, майский паводок 1970 г. охватил в основном территорию бассейнов Белой Тиссы, а также бассейны лево- и правобережных притоков Тиссы. На Черной Тиссе паводок 1970 г. не был выдающимся.

Район, охваченный майским наводнением, характеризуется следующими природными условиями.

Рассматриваемая часть бассейна Тиссы расположена в Карпатской складчатой области. По характеру рельефа выделяется среднегорный резко расчлененный рельеф Раховского массива и низкогорный и холмистый эрозионно-денудационный и частично аккумулятивный рельеф Верхнетиссенской впадины.

Таблица 2

Река — пункт	Уровни 1970 г.		Наивысший многолетний уровень и его дата
	предпаводочный	наивысший; дата	
Черная Тисса — пгт. Ясина		175; 13/V	264; 23/VII.1964
Тисса — г. Рахов	101	282; 13/V	284; 25/VI.1969
Тисса — с. В. Бычков		598; 13/V	409; 30/XII.1947
Тисса — г. Тячев	244	648; 13/V	674; 30/XII. 1947
Тисса — г. Хуст	280	426; 13/V	672; 30/XII. 1947
Тисса — пгт. Вылок	174	696; 14/V	689; 30/XII. 1947
Тисса — с. Чои	926	1322; 18/V	1260; 30/IV. 1964
Тересва — с. Дубовое	121	237; 13/V	350; 30/XII. 1947
Тересва — с. Нересница	140	289; 13/V	349; 1/IV. 1962
Теребля — с. Колочава	132	237; 13/V	266; 14/XII. 1957

В почвенно-климатическом отношении горная Карпатская система включает несколько вертикальных зон. Лесо-луговая зона имеет абсолютные высоты 400—1400 м и подразделяется на низкогорную—500—800 м и высокогорную—800—1400 м. Полонинная зона с субальпийским и альпийским поясами имеет высоты более 1400 м. Для района характерны буровоземно-подзолистые и луговые почвы; еловые, дубовые, буковые леса; субальпийские и альпийские луга.

Климат района отличается ярко выраженной вертикальной зональностью. Большие высоты над уровнем моря, пересеченность местности, направление и экспозиция склонов способствуют своеобразному распределению метеорологических элементов в горах. С увеличением высоты гор понижается температура воздуха, возрастает его влагосодержание и увеличивается количество выпадающих осадков. Карпатские горы являются естественным препятствием, защищающим Закарпатье от вторжения холодных арктических масс воздуха. Рассматриваемая территория находится под воздействием воздушных масс, перемещающихся с Атлантики, из континентальных районов Азии и Арктики. Перемещающиеся со Средиземного и Черного морей юго-западные и южные циклоны в холодное время вызывают интенсивные снегопады или дожди. Летом циклонические образования, приходящие с запада и северо-запада, обусловливают ливневые дожди и грозы. Характерным является стационарирование над Карпатами холодных фронтов, сопровождающееся интенсивными и

продолжительными ливнями. Район относится к зоне избыточного увлажнения. Среднемноголетняя норма осадков за год по станции Рахов составляет 1220 мм , достигая на горных станциях 1700 мм . Месячный максимум осадков приходится на июнь и составляет примерно 150 мм . Осадки в теплый сезон составляют 70 % годовой суммы, число дней с дождями доходит до 140—150.

Реки Закарпатья носят типично горный характер, у истоков имеют вид глубоких ущелий. Склоны долин очень крутые, часто сливаются со склонами гор и водоразделов. Пойма узкая и часто отсутствует. В руслах имеется много перепадов и порогов, дно каменистое. Падения рек значительные — до нескольких десятков метров на километр.

Весь южный склон Карпат отличается сильной эрозионной расчлененностью. Густота речной сети составляет более 1,5 $\text{км}/\text{км}^2$. Средняя высота водосборов составляет 800—1200 м, склоны 200—400 $\%$.

Природные особенности района определяют возможность формирования частых и высоких наводнений в бассейне. Наиболее высокими в бассейне Белой Тиссы за последние 50 лет были паводки 1969 и 1970 гг.

Обследование малых водотоков экспедицией ЛГМИ по определению максимальных расходов воды паводка 1970 г. было произведено в июле—августе того же года. Гидографическая схема расположения обследованных водотоков приводится на рис. 1.

Состав и методика полевых работ определялись в основном в соответствии с [2]. В состав полевых работ входило выбор участка, определение горизонта высоких вод (ГВВ), съемка по-перечных профилей, измерение уклона водной поверхности при меженном уровне и горизонте высоких вод, измерение расхода воды и назначение коэффициента шероховатости.

Ниже остановимся только на характерных для данной экспедиции и района моментах производства полевых работ.

Характерным для водотоков рек бассейна Белой Тиссы, как уже было отмечено выше, является отсутствие выраженных пойм, крутые склоны, нередко переходящие в водоразделы. Поэтому все дороги проходят вдоль бровок. Во время паводков обычно наблюдается большая деформация русел и в случае высоких подъемов воды размываются дороги. В частности, это наблюдалось во время паводка 1970 г., когда были размыты все дороги вдоль Белой Тиссы и ее притоков вверх от г. Рахова. Сразу после паводков местное население начинает восстанавливать дороги, укреплять берега новыми дамбами, что приводит к нарушению естественных профилей и меток ГВВ. Кроме того, на крутых, нередко каменистых склонах метки ГВВ удержива-

ваются очень непродолжительное время и после первого же очередного дождя они могут быть совершенно смыты. Поэтому надежное определение и выбор удобных для производства полевых

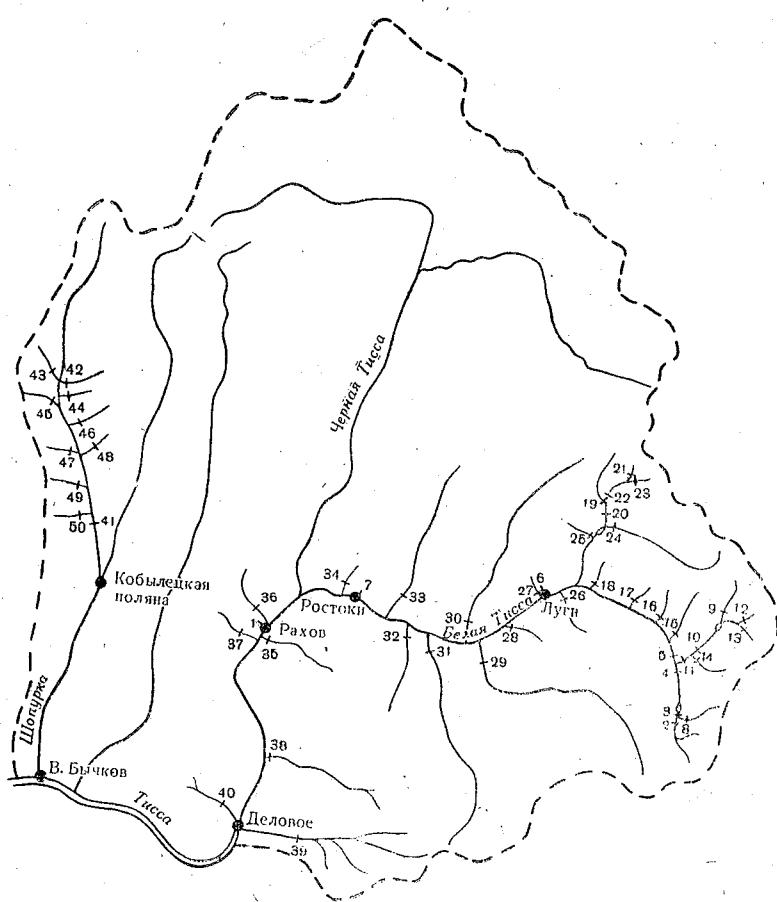


Рис. 1. Гидрографическая схема расположения обследованных экспедицией водотоков в 1970 г.
Цифры—номера створов

работ участков могут быть произведены только сразу же после паводков. В связи с указанным полевое обследование водотоков не должно переноситься на следующие годы. В этом отношении экспедиция ЛГМИ была проведена своевременно.

Особенностью рек района является большая изменчивость морфометрических характеристик русел даже на небольших по длине участках. Поэтому выбрать участок, на котором можно разбить два—три однородных по морфометрическим характеристикам поперечных профиля, практически невозможно. При наличии пойм или русел, состоящих из нескольких проток, приходилось разбивать ломаные профили и каждому участку или протоке назначать свои коэффициенты шероховатости.

Вычисление расхода воды при ГВВ в этих условиях можно производить лишь для каждого конкретного поперечного профиля с последующим осреднением результатов. Осреднение морфометрических характеристик нескольких поперечных сечений русел для вычисления расхода при ГВВ нецелесообразно. В Приложении I приводятся сведения о максимальных расходах водотоков, определенных по меткам ГВВ. Как видно из Приложения 1, максимальные модули паводка 1970 г. достигли значений от 10—15 тыс. л/сек—для водосборных площадей 5—1 км² до 500—1000 л/сек—с площадью порядка 1000—100 км².

Важным и необходимым моментом является определение обеспеченности расхода обследованного паводка. По показаниям местных жителей, подобных 1970 г. подъемов уровней воды в бассейне Белой Тиссы не наблюдалось за весь период, т. е. примерно с 1900-х годов.

Для анализа обеспеченности паводка 1970 г. и вывода расчетных рекомендаций по определению расходов воды дождевых паводков были использованы материалы сетевых наблюдений ГМС за весь период наблюдений по бассейну Белой Тиссы и ее правобережным притокам до устья р. Уж.

Начало регулярных стационарных гидрологических наблюдений над максимальным стоком в Закарпатье относится к послевоенному периоду (1946—1947 гг.) и только по некоторым створам на реках Тиссе и Теребле имеются данные за довоенный период. Имеются также данные наблюдений по Закарпатской стоковой станции. Детальные наблюдения над стоком и осадками по записям самописцев имеются на стоковой станции по 23 водосборам, площади которых изменяются от 0,28 до 589 км². Все водосборы расположены в бассейне р. Рики в ее верхней горной части.

Начало наблюдений над максимальным стоком на опорных створах станции относится к 1957 г., на остальных водосборах—к 1960 г. Всего в рассматриваемом районе насчитывается 51 гидроствор. Данные о продолжительности рядов наблюдений по градациям площадей сведены в табл. 3.

Основным недостатком исходных данных является малая продолжительность наблюдений над стоком. Из табл. 3 видно, что около 20% стволов имеют наблюдения ≤ 10 лет.

Наибольшим водосбором, по замыкающему створу которого вычислен сток, является р. Тисса—пгт. Вылок с $F=9140 \text{ км}^2$, имеющий ряд наблюдений 18 лет. Наименьшую площадь водосбора $F=0,28 \text{ км}^2$ имеет р. Глубокий Яр—пгт. Межгорье с периодом наблюдений <10 лет.

Не менее важным недостатком данных по стоку являются имеющие место невязки стока. Такие невязки отмечаются почти

Таблица 3

$F, \text{ км}^2$	$n, \text{ лет}$						Всего
	≤ 10	11—15	16—20	21—25	26—30	>30	
< 10	6	2	—	—	—	—	8
10—50	4	4	1	—	—	—	9
50—100	—	2	1	—	—	—	3
100—200	1	2	3	—	—	1	7
200—500	—	2	4	6	—	1	13
500—1000	—	—	—	5	—	—	5
1000—2000	—	1	—	2	—	2	5
> 2000	—	—	1	—	—	—	1
Итого	11	13	10	13	—	4	51

ежегодно на Тиссе у Рахова, Тересве — у Усть-Чорна и Нересницы, Рике — у Межгорья и Хуста. Невязки объясняются зарегулированностью основной реки или притоков и невозможностью учета значительных деформаций русел. Из недостатков исходных данных нельзя не отметить также большую экстраполяцию кривых расходов, достигающую до 60% на некоторых реках исследуемого района.

В результате анализа было отобрано для дальнейшей обработки 45 водотоков, имеющих ряд наблюдения ≥ 10 лет.

В рассматриваемом бассейне максимальные в году расходы воды нередко имеют смешанное происхождение. Поэтому в ряды максимального дождевого стока для расчета статистических параметров кривой обеспеченности включены максимумы смешан-

ного происхождения в случае преобладания дождевой составляющей независимо от сезона прохождения максимума.

По створам Тисса—Рахов, Белая Тисса—Ростоки, Белая Тисса — Луги, Рика — Нижний Быстрый произведено удлинение рядов максимальных расходов. Пунктами приведения послужил для створов на Тиссе ряд наблюдений Тисса — Деловое, для Рики — Нижний Быстрый — ряд Рика—Межгорье. Оценивая принятые исходные данные, в целом можно сделать вывод о возможности их использования для практических расчетов и уточнения параметров расчетных формул максимального стока в данном районе.

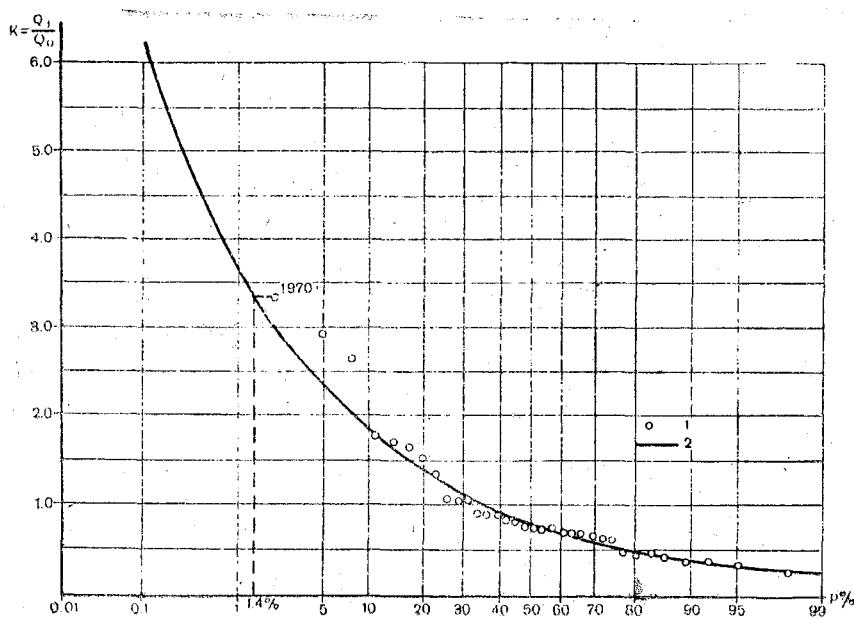


Рис. 2. Кривые обеспеченности максимальных расходов воды
(р. Белая Тисса, с. Луги).

1—эмпирическая; 2—теоретическая

Определение максимальных расходов $P\%$ -ной обеспеченности и параметров кривых обеспеченности производилось общизвестным аналитическим способом [4]. При этом коэффициенты асимметрии определялись путем подбора из условия наилучшего со-

ответствия эмпирической и теоретической кривых обеспеченности. Наилучшие соответствия этих кривых наблюдаются при $C_s = 4C_v$. Для сглаживания и экстраполяции кривых обеспеченности использована кривая С. Н. Крицкого и М. Ф. Менкеля. Параметры кривых обеспеченности и максимальные расходы и модули 1%-ной обеспеченности приведены в Приложении 2.

На рис. 2 даются теоретическая и эмпирическая кривые обеспеченности р. Белая Тисса — Луги. Максимальный расход 1970 г. является наивысшим в ряду наблюдений и его обеспеченность по теоретической кривой составляет 1,4%. По ряду Белая Тисса — Ростоки обеспеченность максимального расхода 1970 г. составляет 2%; по ряду Тисса—Рахов—5%; для бассейна Шопурки—5%. Данные об обеспеченности максимумов по рядам наблюдений, а также сведения по опросу местных жителей послужили основанием для назначения обеспеченности максимумов 1970 г. в различных районах обследования. Величины принятых обеспеченностей расходов ГВВ приведены в Приложении 1.

Коэффициенты вариации максимальных расходов для рек Закарпатья изменяются в пределах от 0,70 до 0,40, уменьшаясь с увеличением площадей водосборов. Для определения коэффициентов вариации на неизученных бассейнах может быть рекомендована региональная зависимость: $C_v = 1,0 - 0,15 \lg(F+1)$.

Рекомендованные соотношения для вычисления коэффициентов вариации и асимметрии использованы для приведения расходов, определенных по ГВВ, к 1%-ным. Данные о максимальных модулях 1%-ной обеспеченности, определенные по рядам наблюдений, и приведенные к 1%-ным расходам на малых водотоках, определенные по меткам ГВВ, послужили основанием для построения районных редукционных зависимостей $\lg M_{1\%} = \lg(F+1)$ (рис. 3).

В рассматриваемом бассейне выделено два подрайона: Белой Тиссы и бассейны Рики, Латорицы.

Для построения зависимостей $\lg M_{1\%} = f \lg(F+1)$ в бассейне Белой Тиссы использовано 17 створов ГМС и малых водотоков, обследованных экспедицией. Для района бассейнов Рики и Латорицы использованы данные 28 створов ГМС и пяти водотоков полевого обследования. Принят следующий вид редукционных зависимостей:

для бассейна Белой Тиссы $M_{1\%} = \frac{16,0}{(F+1)^{0,40}}$;

для Рики и Латорицы $M_{1\%} = \frac{13,0}{(F+1)^{0,35}}$.

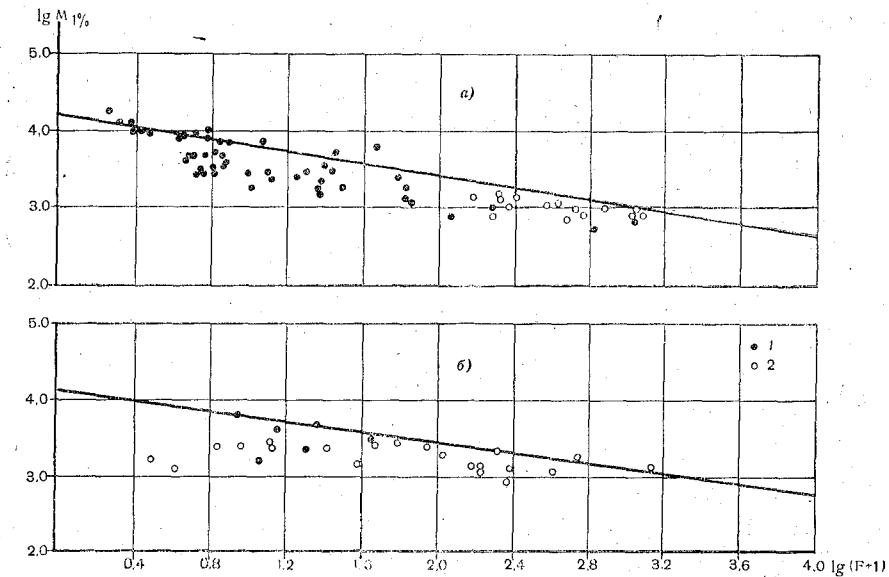


Рис. 3. Зависимость максимальных модулей дождевого стока 1%-ной обеспеченности от площади водосбора для рек Закарпатья:
 а—бассейн Белой Тиссы; б—бассейны Рики и Латорицы; 1—по данным полевого обследования; 2—по данным ГМС

Для перехода к расходам $P\%$ -ной обеспеченности могут быть использованы рекомендованные выше соотношения для определения C_v и C_s . Зависимости для определения максимальных модулей должны уточняться по мере накопления данных наблюдений, особенно на водотоках с малыми площадями водосборов.

Значительно меньшие, чем в [1], полученные значения предельных максимальных модулей стока объясняются меньшими величинами показателей редукции.

ЛИТЕРАТУРА

1. Лютый П. М. Расчет дождевого паводочного стока рек Карпат. Сборник работ по гидрологии № 5. Гидрометеоиздат, Л., 1965.
2. Методические указания управлениям гидрометслужбы № 49, 1957.
3. Соколовский Д. Л. Методика оценки физически возможных наибольших расходов воды на основе географических параметров формулы максимального стока. Труды ГГИ, вып. 79, 1961.
4. Соколовский Д. Л. Речной сток (основы теории и методики расчетов). Гидрометеоиздат, Л., 1968.

**Основные гидрографические характеристики и максимальные расходы
по меткам высоких вод**

№ на схеме рис. 1	Водоток	Местоположение створа		
			Площадь водосбора, км ²	Длина во- дотока, км
1	2	3	4	5
1	Тисса	г. Рахов	1070	52
2	Белая Тисса	280 м выше впадения руч. Студеного	16,6	5,0
3	Белая Тисса	40 м ниже впадения руч. Студеного	21,9	5,4
4	Белая Тисса	850 м выше слияния с р. Бальцетул	29,8	7,3
5	Белая Тисса	140 м ниже слияния с р. Бальцетул	65,0	8,3
6	Белая Тисса	с. Луги	189	19
7	Белая Тисса	с. Ростоки	473	30
8	Студеный, II	240 м выше устья	4,79	3,2
9	Бальцетул	520 м выше водохранилища	5,02	2,9
10	Бальцетул	280 м выше впадения р. Ваккул	23,9	6,9
11	Бальцетул	200 м выше слияния с р. Белой Тиссой	26,8	8,8
12	Бальцетулец	300 м выше слияния с р. Яс-кине	4,72	2,7
13	Яскине	900 м выше плотины	5,75	2,5
14	Ваккул-Стоговица	820 м выше устья	6,63	3,4
15	Лемский, II	750 м от устья	5,26	4,0
16	Лепив, п.	300 м выше устья	5,17	3,8
17	Годор, п.	750 м выше устья	4,38	3,1
18	Семенивка, п.	300 м до устья	1,42	1,9
19	Говерла, п.	400 м выше впадения р. Озёрной	8,85	4,9
20	Говерла, п.	200 м ниже впадения р. Озёрной	23,3	5,2
21	Озерная	2,6 км от устья	7,18	3,2
22	Озерная	1 км от устья	12,5	4,0
23	б/н	400 м от устья	4,59	3,5

ПРИЛОЖЕНИЕ 1

воды паводка 1970 г. водотоков, обследованных экспедицией ЛГМИ
в районе Закарпатья

Густота речной сети, km/km^2	Средний уклон водо- тока, %	Средняя высота во- досбора, м	1970 г.		P, %
			Q, $m^3/сек$	M, л/сек с 1 km^2	
6	7	8	9	10	11
	15,5	1100	604	564	5
1,43			17,8	1070	10
1,37			16,3	744	10
1,24			24,5	822	10
1,45			108	1660	1-2
	48,5	1200	170	900	1-2
	34,0	1100	313	662	1-2
1,17			13	2720	10
1,04			50	9960	1-2
1,90			79	3300	1-2
2,0			77,2	2880	1-2
0,78			36,2	7660	1-2
1,91			40	6950	1-2
2,19			42,4	6500	1-2
2,07			16,4	3120	1-2
1,30			27,5	5030	1-2
1,26			13,5	3080	1-2
	190		15,1	10600	1-2
0,64	158	1440	23,2	2620	1-2
0,81		1860	53,8	2330	1-2
1,18			24,5	3420	1-2
0,62			37,8	3020	1-2
1,32			18,9	4120	1-2

1	2	3	4	5
24	б/н	700 м выше устья . . .	10,8	
25	б/н	200 м выше устья . . .	1,96	2,0
26	Лешул, л.	1 км от устья . . .	11,8	5,0
27	б/н	200 м выше устья . . .	1,35	1,6
28	б/н	400 м выше устья . . .	6,16	3,4
29	Шаул, л.	1,5 км выше устья . . .	60,2	13,4
30	Богдан, п.	2,5 км выше устья . . .	63,5	13,8
31	Квасни, л.	900 м выше устья . . .	69,6	14,5
32	Волчий, л.	1,4 км выше устья . . .	9,25	4,6
33	Паулек, п.	2,3 км выше устья . . .	22,5	9,0
34	Берендей, п.	1,5 км выше устья . . .	3,48	2,0
35	Довженко, л.	600 м выше устья . . .	11,4	4,6
36	б/н	2 км выше устья . . .	4,27	2,3
37	б/н	2,2 км выше устья . . .	3,77	1,6
38	Берлебаш, л.	500 м выше устья . . .	41,9	7,4
39	Белый, л.	4 км выше устья . . .	27,3	6,2
40	б/н, п.	2 км выше устья . . .	4,09	1,8
41	Малая Шопурка	3,5 км выше устья . . .	112	22,8
42	б/н	150 м выше устья . . .	1,06	1,7
43	б/н	200 м выше устья . . .	4,66	2,5
44	б/н	200 м выше устья . . .	0,79	1,1
45	б/н	150 м выше устья . . .	4,1	3,4
46	б/н	1,3 км выше устья . . .	6,1	3,2
47	б/н	350 м выше устья . . .	3,24	2,6
48	б/н	600 м выше устья . . .	5,47	4,2
49	б/н	200 м выше устья . . .	1,31	2,1
50	б/н	150 м выше устья . . .	1,67	2,0
51	Плошанка	с. Пилипец . . .	19,9	9,2
52	Пилипец	с. Пилипец . . .	44,2	6,2
53	Ростока	с. Ростока . . .	13,6	6,0
54	Пилипец	с. Подобовец . . .	7,8	6,2
55	Пилипец	330 м ниже слияния с р. Ростока . . .	22,4	8,2

Примечание: водотоки 51—55 расположены на Закарпатской

Продолжение приложения 1

6	7	8	9	10	11
			73,6	6820	1—2
1,84	195	930	17	8670	1—2
1,17	112	1020	25,5	2160	1—2
1,92	288	850	15,7	11600	1—2
1,49	150	995	20,3	3300	1—2
1,96			140	3520	1—2
1,36	53,5	1120	79,5	1250	1—2
	64,0		74,4	1070	1—2
	178		16,1	1740	1—2
1,40	92,0	1200	30	1330	1—2
1,90	200	940	26,8	7700	1—2
	161		18,6	1630	5
1,50	217	860	24,2	5660	5
1,24	237	910	9,6	2540	5
0,88	182		159	3800	5
1,12	170		84,9	3100	5
0,88	311	800	6,25	1530	5
1,34	45,2	850	51	465	5
2,17	282	800	7,75	7300	5
1,57	176	800	6,72	1440	5
1,39	327	750	8,1	10200	5
1,24	182	900	11,2	2730	5
1,66	184	950	15,5	2540	5
2,22	212	800	14,9	4600	5
1,39	636	800	7,93	1450	5
1,83	242	750	7,27	5550	5
1,85	207	650	9,15	5470	5
	91,0	983	14	704	30
	14,0	854	70,8	1600	5
	33,0	770	32,4	2380	5
	47,5	747	28,4	3640	5
			57	2540	5

стоковой станции; п., л. — правый и левый притоки.

Сведения о максимальных

№ п.п.	Река—пункт	Период наблюдений	Число лет	Площадь водосбора, KM^2
			наблюдений	
1	2	3	4	5
1	Тисса — г. Рахов	1933—1941, 1945—1970	35	1070
2	Тисса — с. Деловое	1933—1941, 1945—1970	35	1190
3	Тисса — пгт. Вылок	1954—1969	16	9140
4	Черная Тисса — пгт. Ясниня	1956—1970	15	194
5	Черная Тисса — с. Белин	1946—1970	25	540
6	Белая Тисса — с. Луги	1955—1970	16	189
7	Белая Тисса — с. Ростоки	1955—1970	16	473
8	Шопурка — с. Кобылецкая Поляна	1954—1970	17	240
9	Тересва — с. Усть-Чорна	1949—1970	22	572
10	Тересва — с. Дубовое	1946—1970	25	757
11	Тересва — с. Нересница	1956—1970	15	1100
12	Мокранка — с. Русская Мокрая	1947—1970	24	214
13	Брустуранка — с. Лопухов	1946—1970	25	257
14	Лужанка — с. Нересница	1956—1970	15	149
15	Теребля — с. Острика	1947—1963	17	208
16	Теребля — с. Колочава	1952—1968	17	369
17	Теребля — с. Бовцары	1930—1942, 1947—1955	21	435
18	Рика — с. Верхний Быстрий	1954—1969	16	165
19	Рика — пгт. Межгорье	1946—1969	24	550
20	Рика — с. Нижний Быстрий	1956—1968	13	781
21	Рика — г. Хуст	1946—1968	23	1130
22	Голятинка — с. Голятин	1955—1969	15	59,0
23	Голятинка — с. Майдан	1956—1969	14	54,3
24	Репинка — с. Репино	1946—1969	24	203
25	Пилипец — с. Пилипец	1958—1970	13	44,2
26	Студеный — с. Нижний Студеный	1954—1969	16	25,4

ПРИЛОЖЕНИЕ 2

расходах дождевых паводков

Параметры кривой обеспеченности			$Q_{1\%}$, м ³ /сек	$M_{1\%}$, л/сек с 1 км ²	Максимальные наблюденные		Год
Q , м ³ /сек	C_v	C_s			Q , м ³ /сек	M , л/сек с 1 км ²	
6	7	8	9	10	11	12	13
276	0,62	2,48	897	839	734	685	1969
304	0,55	2,20	903	758	745	626	1969
1860	0,40	1,60	4350	476	2860	313	1968
61,2	0,60	2,40	194	1000	147	757	1969
164	0,57	2,28	500	928	394	730	1947
38,9	0,80	3,20	156	825	130	688	1970
120	0,56	2,24	361	763	288	610	1970
102	0,42	1,68	248	1030	214	892	1955
178	0,45	1,80	455	796	405	708	1957
269	0,51	2,04	755	1000	640	845	1947
344	0,55	2,20	1030	935	840	763	1962
83,0	0,64	2,56	277	1290	272	1270	1957
102	0,68	2,72	358	1390	298	1160	1969
102	0,41	1,64	243	1630	189	1270	1968
95,8	0,61	2,44	308	1480	234	1120	1957
156	0,46	1,84	405	1100	316	857	1957
176	0,53	2,12	508	1170	431	999	1947
62,1	0,51	2,04	174	1060	142	860	1957
294	0,61	2,44	945	1720	735	1340	1957
340	0,44	1,76	855	1090	703	900	1957
464	0,59	2,36	1450	1280	1260	1120	1968
45,0	0,62	2,48	146	2480	109	1850	1966
54,7	0,68	2,72	192	3540	130	1510	1966
120	0,61	2,44	385	1900	253	1240	1957
33,0	0,66	2,64	113	2550	85,6	1940	1968
16,6	0,63	2,52	54,8	2160	48,0	1890	1956

1	2	3	4	5
27	Боржава — с. Долгое	1947—1968	22	408
28	Иршава — пгт. Иршава	1955—1968	14	230
29	Латорица — с. Подполозье	1947—1969	23	324
30	Латорица — г. Мукачево	1947—1969	23	1360
31	Жденявка — с. Верхняя Грабовница	1952—1969	18	150
32	Веча — с. Нэлипино	1957—1969	13	241
33	Пиние — с. Поляна	1953—1969	17	166
34	Лопушна (нижняя) — с. Лопушное	1960—1969	10	37,3
35	руч. Бранице — с. Лопушное	1960—1969	10	10,3
36	Зюбровец — с. Лопушное	1960—1969	10	3,2
37	Средний Звир — с. Лопушное	1960—1969	10	2,0
38	Репинка — с. Изки	1959—1968	10	103
39	Студеный — с. Верхний Студеный	1959—1969	11	8,0
40	Пилипец — с. Подобовец	1959—1968, 1970	11	7,8
41	Ростока — с. Ростока	1959—1968, 1970	11	13,6
42	Плошанка (верхняя) — с. Пилипец	1959—1968	10	12,2
43	Плошанка (нижняя) — с. Пилипец	1959—1968, 1970	11	19,9
44	Пилипецкий — с. Пилипец	1959—1969	11	5,7
45	Грабовец — пгт. Межгорье	1959—1969	11	10,2

Продолжение приложения 2

6	7	8	9	10	11	12	13
137	0,45	1,80	478	1170	293	719	1957
71,6	0,47	1,88	189	822	136	590	1962
165	0,62	2,48	536	1660	537	1660	1957
476	0,64	2,56	1590	1170	1480	1090	1957
58,0	0,63	2,52	192	1280	168	1120	1957
73,0	0,79	3,16	290	1200	249	1030	1957
65,3	0,58	2,32	202	1220	176	1060	1957
13,7	0,67	2,68	47,5	1270	22,8	611	1969
4,34	0,70	2,80	15,6	1510	8,30	805	1969
1,23	0,50	2,00	3,41	1060	1,90	594	1968
0,720	0,90	3,60	3,19	1600	1,98	990	1965
52,8	0,65	2,60	178	1740	114	1110	1968
5,13	0,67	2,68	17,8	2220	11,2	1400	1959
11,0	1,04	4,16	55,8	7160	28,4	3640	1970
12,3	0,94	3,76	56,8	4180	32,4	2380	1970
7,80	0,87	3,48	33,5	2750	18,6	1520	1963
12,9	0,66	2,64	44,1	2210	25,0	1260	1968
3,1	0,90	3,60	13,7	2400	8,53	1500	1968
4,1	0,74	2,96	15,4	1510	9,72	952	1963

И. И. Галактионов

АНАЛИЗ ЗАКОНОМЕРНОСТЕЙ ВЫПАДЕНИЯ ЖИДКИХ ОСАДКОВ И ИХ РАСЧЕТНЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ НА ТЕРРИТОРИИ СЕВЕРО-ЗАПАДА ЕТС

При гидрологических расчетах дождевого стока, и в частности максимального, определяющее значение имеют расчетные характеристики осадков по исследуемому району. Причем особое место занимают их максимальные суммы за различные интервалы времени.

В настоящей статье произведен анализ условий выпадения осадков и распределения их расчетных характеристик на территории Ленинградской, Псковской, Новгородской областей и Эстонской ССР по материалам Северо-Западного УГМС и УГМС ЭССР за период с 1939 по 1963 гг.

Синоптические условия выпадения осадков и их характеристика

По исследованиям Н. А. Ширкиной [6], дожди на территории Северо-Запада, превышающие слой 10 мм, уже могут носить ливневый характер. Их выпадение связано с определенными синоптическими процессами, обусловленными циклонической деятельностью над Европой, и соответствуют четырем положениям.

Первое характеризуется проникновением циклонов со Средиземного и Черного морей в центральные районы ЕТС, которые встречают на своем пути мощную антициклоническую систему, расположенную над северо-востоком и севером ЕТС. Циклоны замедляют движение, неоднократно бурно окклюдируются, в результате чего выпадает большое количество осадков.

Характерной особенностью второго положения является образование циклонической впадины между двумя антициклоническими системами, расположенными над севером и юго-востоком ЕТС. На фронтальном разделе вдоль ложбины возникает

ряд волновых возмущений, которые, окклюдируясь, быстро скользят по фронту к северу, вызывая продолжительные интенсивные осадки в бассейне оз. Ильмень и р. Свири.

При третьем положении, которое встречается реже, имеет место развитие циклонической ложбины над бассейном р. Оби и антициклонических систем на севере и юге Европейского континента. При этом положении ливневые осадки выпадают на северо-западе, в Крыму и на Черноморском побережье Кавказа.

Четвертое характеризуется тем, что полярный антициклон спускается к югу и, сливаясь с антициклоном Азорского происхождения, образует огромную вытянутую по широте область повышенного давления. Над севером Европейского континента располагается полоса циклонов, скользящих с севера Атлантики через Скандинавию на северо-восток. Фронтальные разделы этих циклонов проходят по северо-западу ЕТС и вызывают здесь ливневые осадки. На территории Северо-Запада осадки выпадают крайне неравномерно, изменяясь как по продолжительности, так и по площади в довольно широких пределах.

Площадь орошения одним дождем здесь изменяется от нескольких сот квадратных километров до двухсот тысяч. Так, например, дождь слоем 78,5 мм, прошедший 13—18 мая 1935 г., охватил площадь 212 000 км² [2].

Большие площади орошения дождями связаны с их фронтальным происхождением и составляют около 75% от общего количества, а остальные 25% приходятся на дожди внутримассовые.

Годовое количество осадков изменяется по территории от 500 до 720 мм, осадки же теплого периода составляют около 80% годовой суммы или 400—500 мм. Наибольшее количество осадков за теплый период выпадает на востоке Ленинградской и в Новгородской областях. В Эстонской ССР, Псковской и на западе Ленинградской областей соответственно около 400 мм и только на Карельском перешейке и Силурийском плато их сумма увеличивается до 480 мм. Дожди выпадают часто. В среднем за теплый период (май—октябрь) выпадает 142 дождя. Максимальное количество — 188, а минимальное — 51. Дожди слоем менее 10 мм, составляющие 90—95% от общего количества, в формировании стока самостоятельного значения не имеют. Поэтому дальнейшему анализу подвергались дожди слоем, превышающим 10 мм. За теплый сезон года таких дождей бывает в среднем 6—9, их продолжительность изменяется от нескольких минут до двух и более суток.

Приведем характеристики дождей по продолжительности (общее количество дождей 962):

Продолжительность дождя в часах . . .	< 1	1—2	2—3	3—6	6—9	9—12	12—24	> 24
В % от общего числа случаев	5,1	9,9	9,8	24,5	21,2	12,0	15,0	2,5

Как видно из этих данных, наибольшее количество дождей имеет продолжительность от 3 до 9 часов. Дожди продолжительностью более суток составляют всего 2,5%, а час и менее—5,1%. Наибольший интерес представляют годовые суточные максимальные суммы осадков по каждой метеорологической станции. Для рассматриваемой территории характерно увеличение максимальных суточных сумм осадков с запада на восток от 40—60 мм — на территории Эстонской ССР, Псковской и западной части Ленинградской областей до 100—110 мм — на востоке Ленинградской и Новгородской областей (табл. 1). Исключение составляют острова Сааремаа и Хийумаа, где наблюденные суточные максимумы достигают 100 мм (1937 г., метеостанция Сырве).

Внутригодовое распределение суточных максимумов можно представить следующим образом (абсолютная сумма максимумов 632):

Месяцы . . .	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI
В % от общего числа случаев (всего 100%)	1,6	6,7	17,7	28,4	25,5	14,7	4,6	0,8

Наибольшая повторяемость максимумов приходится на летние месяцы (VI—VIII) и составляет 71,8 %. Самая высокая повторяемость по месяцам имеет место в июле — 28,4 %. На осенние месяцы (IX—X) приходится 19,3% суточных максимумов.

Годовые суточные максимумы, как правило, имеют место в дождевые периоды, продолжительность которых изменяется от 1 до 10—12 суток:

Продолжительность в сутках	1	2	3	4	5	6	7	8	9	> 10
В % от общего количества дождевых периодов . . .	5,2	13,7	15,1	13,2	11,6	10,2	8,1	6,2	4,6	12,1

Преобладающими (42%) являются двух-, трех- и четырехсуточные дождевые периоды. Наименьшее количество дождевых периодов приходится на одно-, девятисуточные и более. В табл. 2 приведено распределение дождевых периодов внутри теплого сезона в зависимости от продолжительности (в %). Длительность дождевых периодов увеличивается от мая к октябрю.

Таблица 1

Станция	Максимальный суточный слой осадков, мм	Д а т а	Сумма за дождевой период, мм	Продолжительность дождевого периода, сутки	Место суточного максимума от начала периода
Выборг . . .	67,3	13/IX 1946 г.	78,8	3	3
Ленинград ГМО . . .	75,7	8/VIII 1947 г.	86,2	5	2
Лисий Нос . . .	48,1	17/X 1955 г.	85,1	5	2
Старое Гарколово . . .	40,7	18/VIII 1958 г.	43,0	2	1
Пушкин . . .	53,7	8/VIII 1947 г.	55,7	3	3
Волосово . . .	40,5	12/VIII 1953 г.	50,9	2	2
Белогорка . . .	61,2	29/VII 1939 г.	81,5	6	6
Толмачево . . .	47,2	1/V 1946 г.	47,5	4	3
Гдов . . .	47,5	17/VIII 1953 г.	76,5	6	4
Ляды . . .	51,7	15/VII 1948 г.	71,2	7	5
Николаевское . . .	65,0	1/VII 1948 г.	85,5	3	2
Дио . . .	84,2	11/IX 1938 г.	153,9	6	6
Псков . . .	74,5	11/VI 1956 г.	84,8	4	1
Токари . . .	52,7	28/VII 1950 г.	65,8	4	3
Вознесенье . . .	75,9	31/VII 1954 г.	123,0	8	2
Лодейное Поле . . .	52,3	13/VII 1953 г.	67,0	3	3
Новая Ладога . . .	74,3	25/VII 1944 г.	108,2	2	2
Шугозеро . . .	73,1	20/VII 1943 г.	104,4	11	8
Волхов . . .	59,4	11/VIII 1958 г.	103,6	6	6
Тихвин . . .	74,7	11/VIII 1958 г.	185,5	14	3
Ефимовское . . .	48,5	13/VIII 1957 г.	48,5	1	1
Будогощь . . .	63,5	20/VII 1936 г.	93,8	8	8
Хвойное . . .	54,7	24/VI 1939 г.	70,6	3	2
Охоны . . .	70,3	13/VI 1957 г.	82,6	4	2
Новгород . . .	58,1	23/V 1957 г.	70,5	3	3
Боровичи . . .	37,9	5/VII 1954 г.	51,4	3	1
Окуловка . . .	51,8	1/VII 1948 г.	56,8	3	2
Старая Русса . . .	108,1	29/VII 1939 г.	119,6	2	2
Веребье . . .	119,9	12/VII 1953 г.	167,8	4	2
Валдай : . . .	47,1	25/VI 1957 г.	94,9	8	7

Таблица 2

Месяцы	Продолжительность дождевых периодов, сутки										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	> 10
Май .	3,9	17,8	10,8	18,6	15,6	10,8	6,2	5,4	3,9	2,3	4,7
Июнь .	2,1	8,3	14,1	17,0	18,5	13,6	8,6	5,4	2,9	1,2	8,3
Июль .	2,8	9,5	15,3	12,6	9,5	15,0	10,1	5,8	4,0	3,7	11,7
Август	3,5	11,0	14,6	10,1	15,2	12,3	8,8	7,9	2,8	3,1	10,7
Сентябрь	2,6	5,2	7,3	9,9	8,8	11,8	10,7	7,3	12,9	7,0	16,0
Октябрь	2,8	0,5	4,5	6,2	13,6	9,6	17,0	9,0	9,6	7,3	9,8

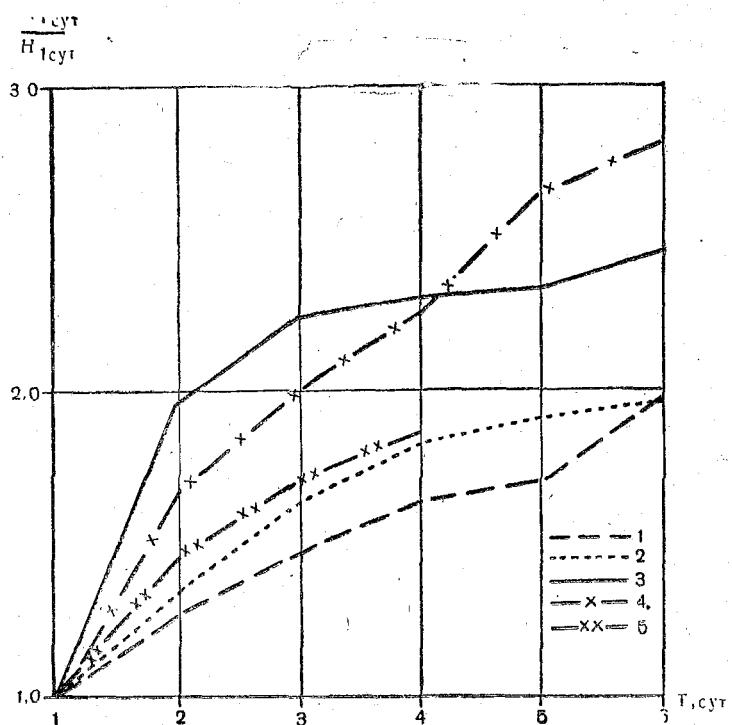


Рис. 1. Превышение многосуточных максимумов осадков над односуточными
1-5—соответственно I-V районы

Как правило, суточный максимум находится в середине или конце дождевого периода (табл. 1). Средние максимальные суммы осадков за двое суток превышают односуточные в 1,2—1,9 раза, а шестисуточные — в 2,0—2,8 раза.

Превышение многосуточных максимумов над односуточными по районам показано на рис. 1, из которого видно, что вся территория может быть разделена на две части. Первая — восточные районы Ленинградской и Новгородской области, вторая — западные районы Ленинградской и Псковской области и Эстонская ССР.

В восточной части рассматриваемого района на формирование дождевых максимумов стока оказывают большое влияние двух- и трехсуточные максимумы, которые составляют от односуточных соответственно 170—220%. В соответствии с климатическими, орографическими и гидрографическими особенностями вся территория Северо-Запада была разделена на пять районов.

Первый — Ленинград, его окрестности и Карельский перешеек. Второй — водосборы рек Великая, Шелонь, Плюсса, Луга. Третий — водосборы рек Свири, Оять, Паша, Сясь и собственный водосбор р. Волхов. Четвертый — водосборы рек Мста, Пала, Ловать. Пятый — территория Эстонской ССР.

Расчетные характеристики осадков

Наиболее распространенным методом определения расчетных характеристик осадков является построение кривых обеспеченности максимумов осадков как для отдельных метеостанций, так и для районов в целом. В работе использованы данные по 39 станциям. Наиболее густая их сеть на севере и северо-востоке, южная часть слабее освещена данными наблюдений. В среднем одна станция приходится на 3000 км^2 . Для каждой из них были составлены ряды максимальных слоев осадков за периоды от одних до шести суток, по которым построены эмпирические кривые обеспеченности, найдены параметры теоретических кривых и рассчитаны осадки 1, 2 и 5%-ной обеспеченности для всех продолжительностей.

Наблюдается уменьшение амплитуды коэффициентов \tilde{C}_x с продолжительностью, что объясняется уменьшением максимальных сумм осадков за 4, 5 и 6 суток по сравнению с одно-, двух- и трехсуточными, вследствие чего дальнейший учет четырех-, пяти- и шестисуточных максимальных сумм осадков в расчетах признан нецелесообразным. Наибольшие значения коэффициентов вариации соответствуют двух- и трехсуточной продолжительности.

Значения коэффициентов асимметрии C_s изменяются: для односуточных максимумов — от 0 (Толмачево) * до $6C_v$ (Ленин-

* Здесь и далее — названия метеостанций.

град); для двухсуточных — от 0 (Гдов) до $6C_v$ (Николаевское); для трехсуточных максимумов — от 0 (Гдов) до $6C_v$ (Тихвин). Для территории Эстонской ССР соотношение C_s и C_v равно двум, за исключением метеостанции Сырве, где $C_s=4C_v$, что, по всей видимости, объясняется ее островным положением. Для расчетов осадков по территории Эстонской ССР может быть рекомендовано соотношение $C_s=2C_v$, для всех остальных территорий $C_s=4C_v$.

Средние максимальные суточные суммы осадков по территории изменяются незначительно: от 25,7 до 38,2 мм. Средние двухсуточные максимумы — соответственно от 32,3 до 49,9 мм и трехсуточные — от 34,3 до 50,4 мм.

Для односуточной продолжительности расчетные слои 1%-ной обеспеченности изменяются по районам от 41,4 до 113 мм. Двухсуточные расчетные максимумы 1%-ной обеспеченности имеют крайние значения от 56,5 до 158 мм. Трехсуточные максимумы имеют соответственно 58,4 и 168 мм.

В результате произведенных расчетов получены малообеспеченные расчетные слои одно-, двух- и трехсуточной продолжительности для 39 станций, которые могут быть использованы как данные для непосредственных расчетов, так и для вывода расчетных зависимостей средней интенсивности осадков от продолжительности.

Редукция многосуточных осадков по продолжительности

Для гидрологических расчетов большое значение имеют расчетные интенсивности осадков за различные отрезки времени. Для их получения необходимы ряды непосредственных наблюдений в виде записей на лентах плювиографов. Станции, оборудованные плювиографами, или имеют короткие ряды, или недостаточно равномерно распределены по территории. Поэтому представляет большой интерес получение минутных интенсивностей a мм/мин по редукционным суточным зависимостям $a=f(t)$ путем линейной экстраполяции до минутных отрезков времени. Зависимости $a=f(t)$ построены по расчетным слоям одно-, двух- и трехсуточной продолжительности 1, 2, 5%-ной обеспеченности для 35 пунктов вышеуказанных районов. Аналитическое выражение этой зависимости имеет вид

$$a = \frac{S}{(T+1)^n}, \quad (1)$$

где a — расчетная интенсивность осадков (в мм/мин) при заданной продолжительности; S — предельная интенсивность осадков, мм/мин; n — показатель редукции осадков по продолжительности.

По этим зависимостям получены значения предельной интенсивности S и коэффициенты редукции осадков n .

В табл. 3 приведены данные распределения коэффициентов редукции по районам. Более устойчивые коэффициенты получены для Эстонской ССР, где они незначительно отличаются друг

Таблица 3

Номер района	Крайние значения n в районе	Средисарифметические значения	Средневзвешенные значения n
I	0,65 — 0,84	0,73	0,74
II	0,60 — 0,77	0,68	0,65
III	0,65 — 0,80	0,72	0,75
IV	0,60 — 0,75	0,66	0,66
V	0,60 — 0,68	0,64	0,65

от друга с максимальной разницей в значениях 0,08. Для расчетов можно принять средневзвешенное значение для каждого района, которое учитывает продолжительность рядов наблюдений

$$n_{\text{ср. взв}} = \frac{n_1 Z_1 + n_2 Z_2 + \cdots + n_k Z_k}{\sum Z}, \quad (2)$$

где n_i — коэффициент редукции отдельной станции; Z_i — число лет наблюдений.

Значения коэффициентов редукции для II, IV и V районов близки между собой (0,65—0,66), а для I и III районов несколько выше (0,74—0,75). Такое распределение коэффициентов редукции соответствует данным о ливневой активности, приведенным в работе [3]. Высокую ливневую активность имеет и IV район, где абсолютные слои осадков велики, но редукция их по времени несколько ниже I и III районов.

Как отмечалось выше, предельные интенсивности S получены путем экстраполяции графиков редукции слоев одно-, двух- и трехсуточной продолжительности до минутных значений и могут быть рассчитаны по формуле

$$S = A + B \lg N, \quad (3)$$

где A и B — географические параметры, отражающие интенсивность осадков ежегодной повторяемости (A) и изменчивость осадков по годам (B).

Для рассматриваемой территории имеются ранее рассчитанные параметры A и B только по 8 пунктам, из которых три находятся в Ленинграде. На территории Эстонской ССР и Псковской области не было ни одного пункта, по которым имелись бы расчетные параметры A и B . Наличие же их значений по 35 пунктам территории (табл. 4) значительно упрощает и конкретизирует расчет. Для определения параметров A и B построены зависимости вида

$$S = f(\lg N), \quad (4)$$

где обозначения те же, что и в формуле (3). Параметр A изменяется по территории от 0,4 (Эстонская ССР) до 4,7 $\text{мм}/\text{мин}$ (Боровичи).

Параметр B , характеризующий изменчивость предельной интенсивности от повторяемости, плавно меняется по территории от 1,0 до 6,0. Наибольшие значения параметра B приходятся на метеостанции I, III и IV районов: Роццино (4,9), Вознесене (5,3), Шугозеро (6,0), Тихвин (5,9), Охона (5,0), Боровичи (4,1), а наименьшие — на метеостанции II района и Эстонской ССР. Таким образом, в распределении параметров A и B наблюдается некоторая зональность.

Предельная интенсивность S 1%-ной обеспеченности по 35 метеостанциям изменяется в широких пределах от 3,2 $\text{мм}/\text{мин}$ (Старое Гарколово) до 14,0 $\text{мм}/\text{мин}$. (Шугозеро, Охона). Наибольшие значения редкой повторяемости параметра S приходятся на I, III и IV районы. Наблюденные максимальные интенсивности находятся в соответствии с расчетными в пределах от 3,57 $\text{мм}/\text{мин}$ (V район) до 9,3 $\text{мм}/\text{мин}$ (II район). В отдельных случаях расчетные значения предельной интенсивности S могут быть завышены вследствие значительной экстраполяции кривых редукции в пределах малой продолжительности, где зависимость $a=f(t)$ имеет иногда криволинейный характер.

Близкая сходимость расчетных и наблюденных максимальных интенсивностей позволяет рекомендовать их для инженерных расчетов.

Построение районных кривых редукции

Для построения районных кривых редукции использованы данные записей 178 дождей с максимальными суммами осадков по 17 метеорологическим станциям. При включении в ряд для обработки данных учитывалось местоположение станции, длительность наблюдений по плювиографу и наличие незначительной коррелятивной зависимости между суточными максимумами соседних станций. Для рассматриваемой территории коэффициент корреляции $r_{x,y}$ между суточными максимумами соседних стан-

Таблица 4

Станция	Расчетные интенсивности, мм/мин.			Параметры		Коэффициент редукции, n	Наблюдаемая интенсивность, мм/мин
	1%	2%	5%	A	B		
Выборг	5,5	5,0	4,1	1,8	1,8	0,65	5,2
Лисий Нос	9,2	7,0	5,25	1,0	3,6	0,72	2,2
Рошино	13	11,5	9,7	3,2	4,9	0,80	3,1
Старое Гарколово	3,2	3,0	2,7	0,6	1,2	0,62	3,1
Дно	5,0	4,8	4,0	2,0	1,5	0,63	3,4
Николаевское	6,5	5,6	4,9	2,0	2,1	0,66	6,6
Толмачево	3,9	3,1	2,9	1,5	1,2	0,60	3,2
Гдов	8,7	7,3	6,6	2,4	3,2	0,69	4,65
Белогорка	8,7	7,2	6,2	2,4	3,2	0,68	2,57
Ляды	6,2	6,0	4,8	1,1	2,6	0,69	2,2
Волосово	11,3	10,0	9,1	3,6	3,8	0,77	5,3
Остров	4,02	3,16	2,8	0,5	1,7	0,62	2,0
Псков	10,0	9,3	7,3	3,0	3,5	0,72	3,0
Новгород	6,8	6,0	5,2	2,3	2,1	0,76	2,35
Лодейное Поле	4,88	4,5	3,94	2,0	1,4	0,63	1,3
Вознесенъе	13,2	12,3	10,0	2,5	5,3	0,80	3,45
Будогощь	8,8	7,5	6,3	1,5	3,6	0,66	—
Шугозеро	14,0	12,4	9,8	2,0	6,0	0,67	1,57
Тихвин	13,6	12,2	9,6	2,0	5,9	0,73	4,8
Охона	14,0	11,2	8,7	3,0	5,0	0,80	2,1
Токари	5,6	5,1	4,5	2,4	1,6	0,65	2,2
Ефимовское	8,7	7,8	6,2	2,0	3,3	0,69	5,8
Хвойное	8,0	7,2	6,3	3,3	2,3	0,69	6,8
Волхов	9,0	8,0	7,1	3,0	3,0	0,77	—
Старая Русса	9,5	8,6	7,5	2,3	3,6	0,75	5,0
Боровичи	12,9	11,2	10,2	4,7	4,1	0,69	3,4
Веребье	5,5	5,0	4,4	2,2	1,7	0,60	1,8
Окуловка	5,0	4,4	4,06	2,4	1,3	0,63	2,45
Валдай	5,3	4,8	4,2	2,3	1,5	0,67	3,9
Таллин	3,8	3,2	2,6	0,4	1,7	0,60	2,4
Элва	3,24	3,02	2,7	1,2	1,0	0,60	—
Тийрикоя	7,4	6,6	6,0	3,4	2,0	0,67	1,77
Тарту	6,76	6,04	4,16	2,0	2,4	0,68	1,88
Выру	5,0	4,49	4,0	2,0	1,5	0,65	2,6
Тоома	3,9	3,2	2,7	0,4	1,8	0,60	3,57

ций равен 0,32—0,33, что вполне достаточно для определения независимости рядов. Характер выпадения осадков в пределах рассматриваемых районов однороден и определяется в основном прохождением фронтов, которые охватывают огромные территории.

Исходя из вышеуказанных условий, для каждого климатического района составлены статистические ряды максимальных сумм осадков за интервалы длительностью 5, 10, 20, 40, 60, 90, 150, 300, 720, 1440, 2880 минут. По данным этих рядов построены семейства эмпирических кривых обеспеченности, с которых сняты слои осадков различной обеспеченности и определены параметры теоретических кривых. При каждом семействе эмпирических кривых построены районные кривые обеспеченности суточных максимумов и вычислены их стандартные характеристики. Такая предварительная обработка районных рядов позволила построить редукционные кривые по методу «районной кривой обеспеченности» [5] и методу ГГИ 1962 г. (ГГИ-62).

Методика расчетов и построений районных редукционных кривых дождевых максимумов показана на примере I климатического района, включающего в себя обширную территорию Ленинграда, его южных и восточных пригородов и Карельского перешейка. Основой для расчетов по методу «районной биномиальной кривой» послужили данные наблюдений метеорологических станций Ленинграда, Выборга и Пушкина, по которым было составлено 11 статистических рядов, получены расчетные параметры кривых обеспеченности и построены эмпирические кривые. Экстраполяция последних произведена путем подбора теоретических кривых.

Коэффициенты вариации C_v частных кривых, соответствующих отдельным интервалам времени, имеют тенденцию к снижению при увеличении продолжительности периодов и изменяются от 0,75 до 0,31. Наиболее устойчивые значения C_v для периодов продолжительностью до одного часа и находятся в интервалах 0,75—0,68. Вполне удовлетворительная зависимость между коэффициентами вариации и продолжительностью $C_v = f(t)$ (рис. 2) позволяет производить графическую экстраполяцию C_v до крайних значений по продолжительности. Соотношение между C_s и C_v принято постоянным и равным двум. Расчетные слои осадков, полученные по районным кривым обеспеченности, позволили вычислить средние интенсивности, соответствующие каждой продолжительности, и построить зависимости средней интенсивности от продолжительности для 1, 2, 5, 20, 39 и 63%-ной обеспеченности (рис. 3). Однако редукция средней интенсивности зависит как от продолжительности, так и обеспеченности.

Для отдельных кривых коэффициенты редукции n остаются постоянными для продолжительностей свыше 60 минут, но изме-

няются с обеспеченностью, уменьшаясь с увеличением её, и находятся в пределах 0,93—0,76. В интервале от 5 минут до 1 часа коэффициент C_v изменяется от 0,56 до 49. Районные кривые ре-

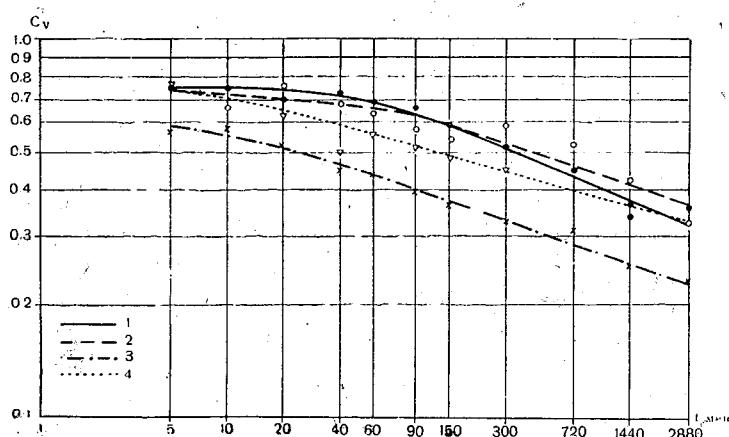


Рис. 2. Зависимость коэффициента вариации осадков C_v от продолжительности
1—3—I—III районы; 4—V район

дукции средней интенсивности позволили найти их аналитическое выражение и, что более важно, определить расчетные параметры формулы (3).

Значения параметров, соответствующих четырем районам, приведены в табл. 5.*

Коэффициенты редукции для II, III и V районов соответственно находятся в пределах 0,84—0,79; 0,76—0,68; 0,78—0,73, изменяясь по линейной зависимости:

$$n = n_1 + m \lg N,$$

где n_1 — коэффициент редукции ежегодной повторяемости; m — интенсивность изменения коэффициента редукции от повторяемости; N — повторяемость.

Среднее значение коэффициента m для всех районов можно принять 0,1. Достоинством метода является то, что он позволяет удлинять ряды, что особенно ценно для получения данных за короткие интервалы времени и значительно сокращает вычислительные работы. Осреднение же расчетных слоев по всему, иногда очень крупному, району является его недостатком.

* Построение районной кривой для IV района по этому методу не производилось ввиду недостатка исходных данных.

В отличие от метода «районной биномиальной кривой», где расчетный слой или средняя интенсивность принимаются постоянными для всего района, метод редукционных кривых ГГИ-62 позволяет вести расчет для вполне конкретных пунктов, если по этим пунктам имеются расчетные равнообеспеченные

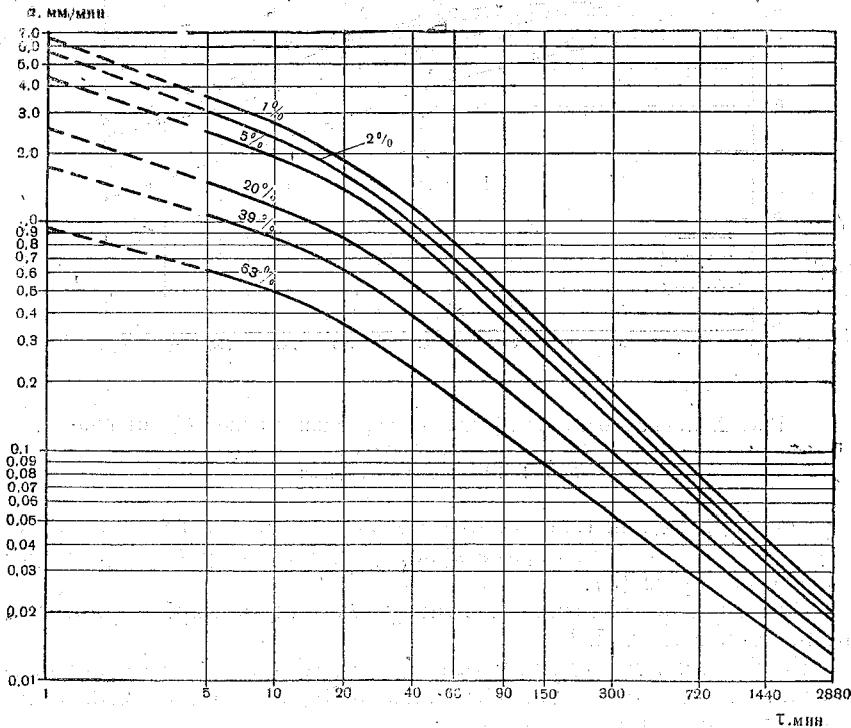


Рис. 3. Зависимость интенсивности осадков от продолжительности для I района

слои суточных максимумов. Расчет производится по формулам:

$$H_{\tau_p} = H_p \psi(\tau), \quad (5)$$

$$\bar{I}_{\tau_p} = H_p \bar{\psi}(\tau), \quad (6)$$

$$I_{\tau_p} = H_p \psi'(\tau), \quad (7)$$

где H_{τ_p} — расчетный слой осадков заданной обеспеченности; \bar{I}_{τ_p} — расчетная средняя интенсивность заданной обеспеченности; I_{τ_p} — расчетная минимальная интенсивность на концах ин-

Таблица 5

Обеспеченность, %	Средняя интенсивность, $\text{мм}/\text{мин}$			Коэффициент, редукции, n	Параметры		Наблюденные максимальные интенсивности, $\text{мм}/\text{мин}$
	минутная	часовая	суточная		A	B	
I район							
1	6,8	0,80	0,060	0,93			
5	4,3	0,50	0,038	0,92			
20	2,6	0,31	0,024	0,85	1,0	2,8	6,7 (ст. Пушкин, 20/VIII 1957 г.)
39	1,8	0,23	0,020	0,82			
63	1,0	0,14	0,016	0,72			
II район							
1	6,8	0,60	0,043	0,84			
5	5,3	0,45	0,033	0,83			
20	2,8	0,38	0,028	0,83	1,0	3,0	6,6 (ст. Николаевское, 30—31/VII 1959 г.)
39	1,8	0,36	0,024	0,81			
63	1,4	0,22	0,018	0,79			
III район							
1	5,4	0,66	0,060	0,76			
5	3,7	0,49	0,046	0,74			
20	2,4	0,30	0,031	0,72	0,9	2,3	9,3 (ст. Приладога, 24/VII 1937 г.)
39	1,6	0,23	0,023	0,70			
63	0,92	0,13	0,016	0,68			
V район							
1	6,8	0,77	0,067	0,78			
5	4,8	0,56	0,050	0,78			
20	2,5	0,37	0,036	0,74	0,7	3,1	3,57 (ст. Тоома, 22/VII 1957 г.)
39	1,8	0,27	0,027	0,74			
63	0,95	0,18	0,021	0,73			

тервалов; H_p — расчетный слой максимальных осадков суточной продолжительности; ψ , $\bar{\psi}$, ψ' — координаты редукционных кривых слоя осадков, средней и минимальной интенсивности на концах интервалов.

Для получения параметров расчетных формул произведена статистическая обработка рядов максимальных слоев, рассчитаны слои осадков 1, 2, 5, 20, 39 и 63%-ной обеспеченности, которые в дальнейшем выражены в долях от равнообеспеченного суточного слоя по формуле

$$\phi_p(\tau) = \frac{H_{\tau_p}}{H_p}. \quad (8)$$

Также в долях от суточного слоя были получены координаты средней интенсивности

$$\bar{\psi}_p(\tau) = \frac{\psi_p(\tau)}{\tau} = \frac{I_{\tau_p}}{H_p} \quad (9)$$

■ минимальной интенсивности на концах интервалов

$$\psi'(\tau) = \frac{d \psi_p(\tau)}{d \tau} = \frac{I_{\tau_p}}{H_p}. \quad (10)$$

Относительные слои и интенсивности послужили координатами для построения районных редукционных кривых слоя, средней и минимальной интенсивности на концах интервалов, по которым были составлены таблицы координат по всем пяти районам, позволяющие рассчитывать все три параметра при наличии равнообеспеченных суточных слоев H_p (табл. 6). Характер кривых показывает, что они слабо зависят от обеспеченности, позволяя использовать координаты одной кривой для расчета параметров различной обеспеченности. Как пример, на рис. 4 показаны редукционные кривые $\psi_p(\tau)$, $\bar{\psi}_p(\tau)$, $\psi'_p(\tau)$ для I района.

К достоинствам метода ГГИ-62 нужно отнести возможность получения расчетного слоя для любой продолжительности и любой точки района. Опубликованные в [8] координаты районных кривых редукции осадков по продолжительности имеют близкую сходимость с результатами, полученными в нашей работе, поэтому последние в работе не приводятся.

Сопоставлением данных расчетов суточных максимальных слоев 1 и 63%-ной обеспеченности по методу «районной биномиальной кривой» и методу ГГИ-62 с данными каждой метеорологической станции выявлено, что средние ошибки по обеим

методам близки между собой и соответственно составляют для 1%-ной обеспеченности—26,5 и 21,0%, для 63%-ной обеспеченности 14,0 и 13,7%. Порядок максимальных ошибок также близок и соответствует 79,0 и 89,0%. Проверочные расчеты по отдельным метеорологическим станциям, имеющим данные наблю-

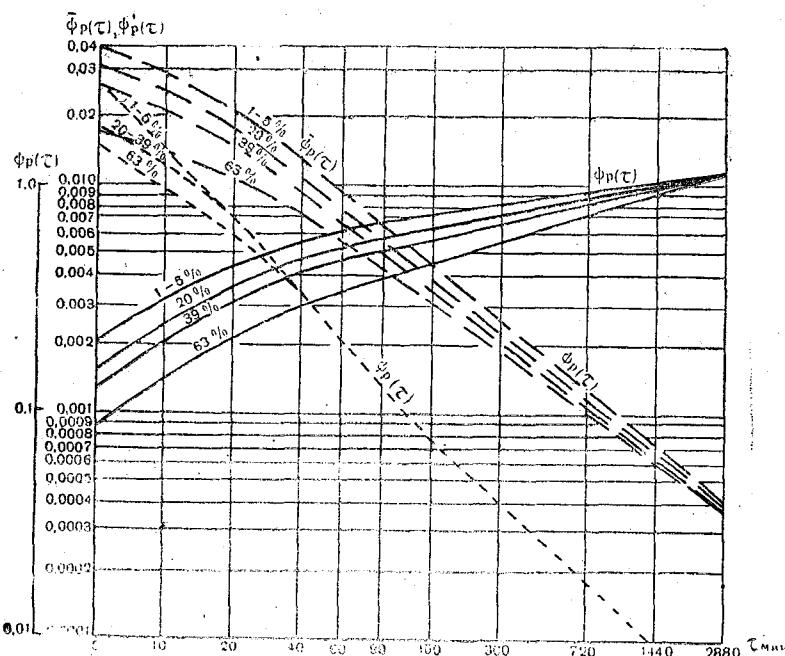


Рис. 4. Кривые редукции слоя осадков $\psi_p(\tau)$, средней $\bar{\psi}_p(\tau)$ и минимальной интенсивности, на концах интервала времени $\psi_p(\tau)$ для I района

дений по плювиографам не менее 20 лет, позволили выявить надежность расчетов по методу ГГИ-62. Результаты расчетов показывают, что средняя ошибка слоев 1%-ной обеспеченности изменяется по территории от 6,3% (Пушкин) до 55,0% (Псков) и существенно зависит от расчетного суточного слоя. Высокая погрешность по ст. Псков может быть объяснена тем, что в один обширный район были включены территории с различной ливневой активностью с максимумом в районе Ижорской возвышенности.

Для построения районных кривых редукции осадков по продолжительности для территории Северо-Запада ЕТС может быть рекомендован бассейновый принцип районирования.

Метеостанция	Число лет наблюдений	Параметры	
		H_p	C_v
1	2	3	4
Выборг	14	31,2	0,52
Лисий Нос . . .	24	27,7	0,38
Пушкин	24	31,5	0,39
Ленинград ГМО . .	24	32,0	0,46
Старое Гарково . .	17	26,8	0,21
Рощино	15	32,5	0,29
Николаевское . . .	21	30,3	0,37
Толмачево	16	31,4	0,33
Гдов	20	27,0	0,39
Белогорка	22	33,0	0,32
Ляды	20	29,9	0,40
Волосово	10	27,1	0,33
Остров	12	28,3	0,26
Дно	21	33,4	0,40
Псков	22	35,0	0,40
Новгород	20	30,8	0,36
Лодейное Поле . .	20	29,8	0,34
Вознесенье	21	32,6	0,67

Таблица 6

C_s	Суточные осадки разной обеспеченности, мм		Наибольший наблюденный суточный максимальный, мм	Дата
	1 %	63 %		
5	6	7	8	9
2,5	91,2	23,4	67,3	13/IX 1946 г.
1,3	61,7	22,8	48,1	17/X 1955 г.
3,0	78,4	25,7	53,7	8/VIII 1947 г.
2,0	83,6	25,0	75,7	8/VIII 1947 г.
0,5	45,7	24,0	40,7	18/VIII 1958 г.
0,9	60,7	28,3	49,9	8/VIII 1947 г.
0,7	88,3	25,0	65,0	1/VII 1948 г.
0,0	55,9	28,2	47,2	1/V 1946 г.
0,0	51,5	23,8	47,5	17/VIII 1953 г.
1,6	69,0	28,0	61,2	29/VII 1939 г.
0,8	64,4	24,8	51,7	15/VII 1948 г.
0,7	52,3	23,3	40,5	12/VII 1953 г.
0,6	48,8	25,1	—	
1,5	77,4	26,9	84,2	11/IX 1938 г.
1,5	81,2	28,4	74,5	11/VI 1956 г.
1,1	65,7	29,1	58,1	23/V 1957 г.
0,7	58,8	25,4	52,3	13/VII 1953 г.
4,0	119,6	22,3	75,9	31/VII 1954 г.

	1	2	3	4
Будогощь	.	21	33,1	0,47
Шугозеро	.	21	34,4	0,45
Тихвин	.	20	33,4	0,72
Охоны	.	24	33,4	0,38
Токари	.	20	28,8	0,32
Ефимовское	.	24	33,0	0,26
Хвойное	.	24	32,4	0,31
Водхов	.	22	30,4	0,42
Старая Русса	.	20	39,8	0,65
Боровичи	.	24	27,7	0,35
Веребье	.	23	36,1	0,70
Окуловка	.	25	30,1	0,30
Валдай	:	25	30,1	0,29
Таллин	.	22	32,4	0,43
Элва	.	20	33,3	0,38
Тийрикоя	.	24	30,4	0,30
Тарту	.	15	30,6	0,35
Выру	.	20	38,0	0,28
Тоома	.	24	34,9	0,30
Сырве	.	18	26,9	0,61
Вильянди	.	20	28,4	0,42

5	6	7	8	9
1,5	78,9	26,8	63,5	20/VII 1936 г.
2,4	90,6	27,0	73,1	20/VII 1943 г.
5,0	128,4	22,6	74,7	11/VIII 1958 г.
2,9	81,0	27,3	70,3	13/VI 1957 г.
2,0	61,5	24,3	52,7	28/VII 1950 г.
0,5	56,0	29,5	48,5	13/VIII 1957 г.
1,5	65,5	27,7	54,7	24/VI 1939 г.
1,5	73,0	24,4	59,4	11/VIII 1958 г.
4,5	141,8	28,0	108,0	29/VII 1939 г.
1,8	61,1	23,0	37,9	5/VII 1954 г.
4,5	137,0	24,4	111,9	12/VII 1953 г.
1,2	58,9	26,0	51,8	1/VII 1948 г.
0,8	55,3	26,4	47,1	25/VI 1957 г.
2,2	60,8	27,6	78,3	3/VIII 1953 г.
1,1	72,5	27,6	48,3	17/VI 1949 г.
0,2	52,9	27,2	53,7	28/VII 1958 г.
0,4	58,2	26,9	46,5	30/VII 1945 г.
0,4	66,2	34,2	59,2	30/VII 1945 г.
0,1	59,6	31,2	52,8	14/VIII 1948 г.
0,3	88,6	19,1	100,0	28/VIII 1937 г.
3,2	73,4	22,7	49,9	21/VIII 1936 г.

Использование того или иного метода определяется наличием имеющихся данных наблюдений, местными физико-географическими условиями и гидрологическими потребностями, так как оба метода дают равнозначные результаты.

ЛИТЕРАТУРА

1. Алексеев Г. А. Схема расчета максимальных дождевых расходов по формуле предельной интенсивности стока с помощью кривых редукции осадков и стока. Труды ГГИ, вып. 134, 1966.
2. Богомазова З. П. и Петрова З. П. Исследование выдающихся дождей Северо-Западного района Европейской части СССР и их зависимость от площади распространения. Труды ГГИ, вып. 1(55), 1947.
3. Котов Н. Ф., Смолкина Т. И. Карты аномалии ливневой активности на территории Ленинградской области. Труды ГГО, вып. 128, 1962.
4. Ловейко М. В. Синоптические условия выпадения осадков в Северо-Западном районе в теплую половину года. Метеорологический вестник, № 7—8, 1935.
5. Соловьева Н. Н. Методика расчета осадков в районах муссонного климата. Труды ЛГМИ, вып. 9, 1960.
6. Ширкина Н. А. Анализ синоптических условий ливней на Европейской территории СССР. Труды ГГИ, вып. 1(55), 1947.
7. Метеорологические данные за отдельные годы, вып. З. Ливневые дожди и суточные количества осадков за 1936—1959 гг. Л., 1961.
8. Материалы по расчетным характеристикам дождевых осадков. Гидрометеоиздат, Л., 1969.

Ю. М. Алехин

ПРОГНОЗ УСИЛЕНИЯ ЗЕМЛЕТРЯСЕНИЙ В КАЛИФОРНИЙСКОЙ СЕЙСМИЧЕСКОЙ ЗОНЕ В 1973 ГОДУ

Указанный прогноз исходит из данных о сильных землетрясениях (магнитуда $M \geq 5^{1/4}$) в Калифорнийской сейсмической зоне ($31,7-44,5^{\circ}N$, $112,9-130,2^{\circ}W$) за период с 1923 по 1969 год включительно. Эти данные были получены автором в рукописях от Р. В. Дубининой—сотрудницы Среднеазиатского сейсмического ин-та в г. Душанбе (за 1906—1915 и 1923—1962 гг.) и К. И. Непопа—сотрудника Комплексного научно-исследовательского ин-та СО АН СССР в г. Южно-Сахалинске (за 1946—1954 и 1965—1969 гг.). Кроме того, небольшое число сведений за 1963—1964 гг. заимствовано из рукописного каталога сильных землетрясений Н. В. Голубевой (Ин-т физики Земли АН СССР).

Опубликованными источниками данных Р. В. Дубининой и К. И. Непопа послужили: до 1945 г.—монография [1], за 1946—1962, 1965—1969 гг.—в основном бюллетени [2—5]. Автор выражает признательность Р. В. Дубининой и К. И. Непопу за их добрую услугу и большую работу по сравнительному анализу и «просеиванию» сведений из различных источников, зачастую весьма разноречивых.

На основе полученных данных автором произведены вычисления полугодовых и годовых сумм энергий сильных землетрясений. Энергия единичного толчка принималась, по рекомендации Р. В. Дубининой, пропорциональной величине

$$A = 1,5^{\frac{M-5^{1/4}}{1/4}}, \quad (1)$$

где M берется с округлением до ближайшей четверти ($M=5^{1/4}, 5^{1/2}, 5^{3/4}, \dots$).

Эти величины суммировались за календарные полугодия (Σ_I и Σ_{II}) и за год ($\Sigma_{год}$); при этом суммы за год вычислялись с шагом через полгода с целью усиления обратной связи в многогоднем ряду $\Sigma_{год}$.

Итог этой работы представлен в табл. 1, где графа 2 — принятая автором нумерация t с полугодовым шагом; графы 3 и 4 — полугодовые значения Σ_I и Σ_{II} ; графа 5 — годовые $\Sigma_{год}$. Единственным объектом дальнейшего исследования служит многолетний ряд $\Sigma_{год}(t)$. Задача прогнозирования — предвычислить ряд $\Sigma_{год}(t)$ на 1970—1973 гг. и по полученным результатам дать оценку сейсмичности в Калифорнийской зоне в этот период.

Разработка прогноза производилась предложенным нами динамико-статистическим методом [6—9], основанным на представлении, что любой естественный макропроцесс подчинен внутренней динамической закономерности развития, производной от динамических закономерностей его внешних причин. Поэтому в отличие от обычного, широко распространенного принципа прогнозирования естественных явлений, состоящего в отыскании внешних причинно-следственных связей, динамико-статистический метод исходит из учета только внутренней причинности развития этих явлений во времени. Между прочим в приложении к сейсмике такой подход представляется не только равнообоснованным, сравнительно с другими явлениями, но и единственно возможным, ибо о внешних причинах сейсмичности, строго говоря, пока ничего неизвестно (по крайней мере, в количественном плане).

В качестве меры внутренней причинности автором принята корреляционная функция прогнозируемого процесса, а техническая сущность динамико-статистического метода представлена линейным равенством

$$q(t+m-1) = \sum_{\tau=1}^n \kappa_m(\tau) q(t-\tau), \quad (2)$$

где $q(t)$, $t=1, 2 \dots$ — многочленный ряд рассматриваемого явления (осредненного или просуммированного по интервалу t) в отклонениях от среднеарифметического (нормы); $\kappa_m(\tau)$, $\tau=1, 2, \dots, n$ — функция экстраполирования или обратной связи для заблаговременности прогнозирования $m=1, 2, \dots$, описывающая распределение «удельного» влияния предшествующих значений ряда $q(t)$ на его значение в будущем; n — оптимум обратной связи — число предшествующих членов ряда $q(t)$, учет которых приводит к наилучшему результату его прогнозирования.

Техника вычисления параметров равенства (2), в основном n и $\kappa_m(\tau)$, наиболее систематически изложена в [8, 10]. В настоящее время имеются уже многочисленные примеры успешного использования этого равенства для сверхдолгосрочных прогнозов многих гидрометеорологических элементов — речного стока, ледовых явлений, температуры моря, осадков и др.

Таблица 1

Сейсмическая активность $\Sigma_{\text{год}}(t)$ в Калифорнийской зоне

Годы	$\# t$	Полусуммы за полугодия		$\Sigma_{\text{год}}$	Годы	$\# t$	Полусуммы за полугодия		$\Sigma_{\text{год}}$
		Σ_I	Σ_{II}				Σ_I	Σ_{II}	
1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
1923	25	19,2		24,3	1937	53	8,2		10,4
	26		5,1	7,3		54		2,2	5,6
1924	27	2,2		2,2	1938	55	3,4		7,2
	28		0	8,5		56		3,8	7,3
1925	29	8,5		8,5	1939	57	3,5		4,5
	30		0	3,4		58		1,0	13,0
1926	31	3,4		13,6	1940	59	12,0		13,5
	32		10,2	14,0		60		1,5	13,5
1927	33	3,8		32,8	1941	61	12,0		31,0
	34		29,0	29,0		62		19,0	19,0
1928	35	0		5,1	1942	63	0		9,8
	36		5,1	5,1		64		9,8	9,8
1929	37	0		1,0	1943	65	0		0
	38		1,0	2,0		66		0	4,5
1930	39	1,0		3,0	1944	67	4,5		10,1
	40		2,0	4,2		68		5,6	9,0
1931	41	2,2		5,6	1945	69	3,4		6,8
	42		3,4	10,0		70		3,4	8,5
1932	43	6,6		23,6	1946	71	5,1		8,5
	44		17,0	28,5		72		3,4	8,5
1933	45	11,5		14,5	1947	73	5,1		6,6
	46		2,0	10,5		74		1,5	4,0
1934	47	8,5		40,7	1948	75	2,5		13,5
	48		32,2	35,4		76		11,0	16,6
1935	49	3,2		4,2	1949	77	5,6		8,6
	50		1,0	4,8		78		3,0	3,0
1936	51	3,8		8,2	1950	79	0		3,5
	52		4,4	12,6		80		3,5	6,9

Продолжение табл. 1

1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
1951	81 82	3,4		9,0 5,6	1961	101 102	8,0		10,5 2,5
1952	83 84	0		50,0 51,5	1962	103 104	0		2,0 16,0
1953	85 86	1,5		2,5 13,6	1963	105 106	14,0		14,0 5,5
1954	87 88	12,6		92,6 81,3	1964	107 108	5,5		13,0 14,0
1955	89 90	1,0		5,5 44,0	1965	109 110	6,5		10,5 10,0
1956	91 92	39,5		49,6 13,6	1966	111 112	6,0		18,0 12,0
1957	93 94	3,5		3,5 0	1967	113 114	0		1,5 10,0
1958	95 96	0		4,8 14,2	1968	115 116	8,5		17,4 20,0
1959	97 98	9,4		19,2 12,0	1969	117 118	11,1		17,0 5,9
1960	99 100	2,2		8,3 14,1					

Возвратимся к ряду $\Sigma_{\text{год}}(t)$. На рис. 1 показаны корреляционная $R(\tau)$, спектральная $S(\lambda)$ и экстраполяционная $\kappa_1(\tau)$ (для заблаговременности $m=1$) функции этого ряда на отрезке $t=58 \div 104$.

Функция $R(\tau)$ (рис. 1,а) свидетельствует о тесной внутрирядной скоррелированности $\Sigma_{\text{год}}(t)$ и перспективности его прогнозирования динамико-статистическим методом. Величины коэффициента корреляции смежных членов $R(1)=0,4$ и среднего периода корреляционной функции $t_R=21$ примерно в 1,5—3 раза превышают аналогичные значения для большинства исследованных автором гидрометеорологических рядов. Характерной особенностью функции являются два почти симметричных спадовых пика при τ равном 2 и 28.

Вторая функция $S(\lambda)$ (рис. 1,б) свидетельствует об упорядоченной и отчетливой цикличности $\Sigma_{\text{год}}(t)$ в основном с периодом

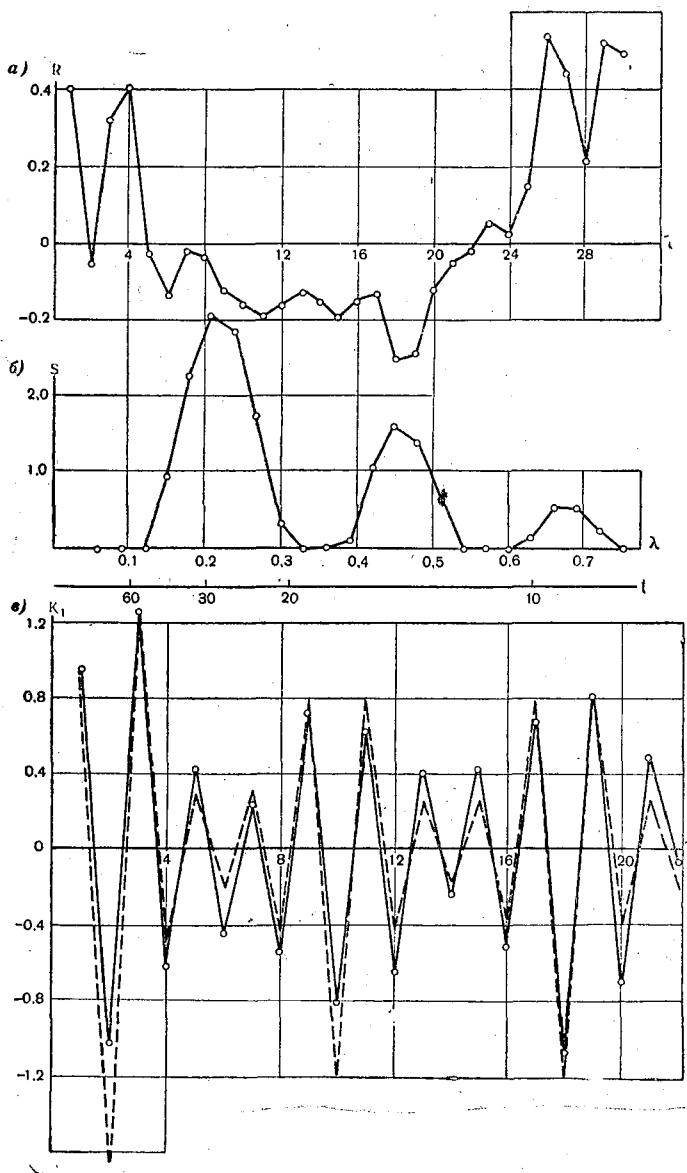


Рис. 1. Функции $R(\tau)$, $S(\lambda)$ и $\kappa_1(\tau)$ ряда $\Sigma_{\text{пол}}(t)$

26 t (второй и третий пики спектограммы, абсциссы которых кратны этой величине, видимо, следует считать обертонными). Интересно, что период цикличности равен разности абсцисс упомянутых симметричных спадов функции $R(t)$.

Наконец, о функции экстраполирования или обратной связи $k_1(t)$ (рис. 1, в — сплошная линия). Оптимальное $n=22$; таким образом, для наилучшего предвычисления $\Sigma_{\text{год}}(t)$ на шаг вперед необходимо учитывать предысторию 22 шагов. Функция имеет сложную и закономерную структуру: знак ее изменяется с постоянной периодичностью $2t$, а амплитуда колебаний имеет отчетливо выраженные биения с периодом $8t$. Картина очень похожая на слабо затухающие по экспоненте колебания частоты ω , промежуточной между некоими частотами ω_1 и ω_2 . Легко вычислить, исходя из указанных периодичностей, изменения знака и биений, что $\omega_1=0,625$, $\omega_2=0,375$, $\omega=0,50$. Столь закономерный вид функции $k_1(t)$, найденной не подбором по математической модели, а вычисленной из $R(t)$, вряд ли можно объяснить игрой случая; скорее это доказательство внутренней осмысленности внешне беспорядочного ряда $\Sigma_{\text{год}}(t)$. Нечто похожее на эту функцию показано в [7]; однако в таком законченном виде она встретилась автору впервые.

Выше отмечено, что все функции рис. 1 характеризуют $\Sigma_{\text{год}}(t)$ на отрезке $t=58 \div 104$. Вполне возможно, учитывая нестационарность всех вообще естественных процессов, что для других отрезков они будут несколько иными. Расчеты подтвердили это, но вместе с тем показали, что при последовательном перемещении по длине ряда функции $R(t)$, $S(\lambda)$ и $k_1(t)$ изменяются плавно. В частности, на рис. 1, в пунктиром показана функция $k_1(t)$ для отрезка $t=86 \div 126$ (в режиме прогнозирования), почти аналогичная этой же функции для ряда $t=58 \div 104$.

На рис. 2 и 3 показаны результаты прогнозирования $\Sigma_{\text{год}}(t)$ по равенству (2): на рис. 2 пунктиром — так называемые зависимые или поверочные прогнозы для $t=71 \div 118$ ($t=118$ — последний известный член ряда $\Sigma_{\text{год}}(t)$, см. табл. 1), а на рис. 3 сверху — так называемые независимые прогнозы (собственно прогнозы) для $t=119 \div 126$.

Из поверочных прогнозов наибольший интерес естественно вызывают прогнозы для $t=83 \div 92$ с максимумами $\Sigma_{\text{год}}(t)$. На фоне слабой сейсмичности до $t=83$ следующий затем максимум кажется неожиданным и некорелируемым с предшествующим ходом $\Sigma_{\text{год}}(t)$, а прогноз его по равенству (2) — делом безнадежным. Поэтому прогнозы в указанном диапазоне явились серьезным испытанием динамико-статистического метода и предпосылки о внутренней причинности в ряду $\Sigma_{\text{год}}(t)$.

Как следует из рис. 2 прогнозы в этом интервале оказались успешными. Фазовый сдвиг между колебаниями фактических и спрогнозированных величин везде равен нулю, в том числе и в точках с резкими изломами в ходе фактических величин. Абсо-

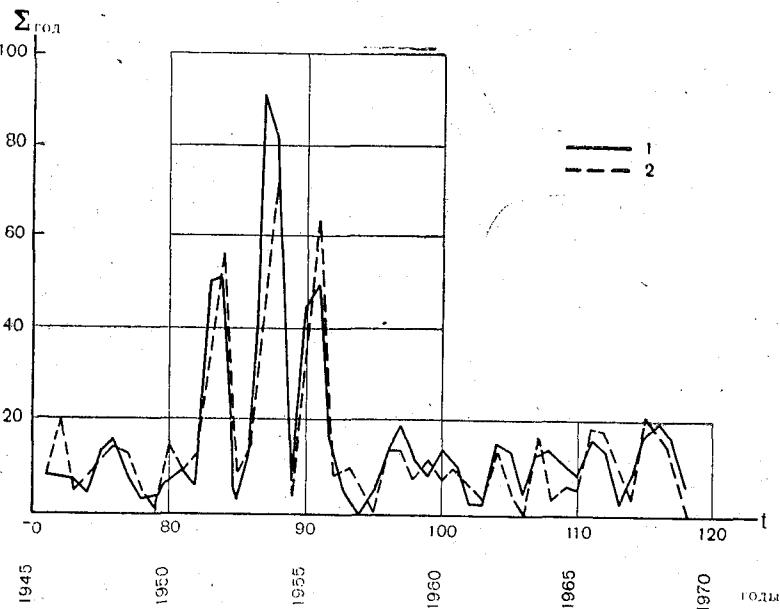


Рис. 2. Фактические (1) и спрогнозированные с заблаговременностью один шаг (2) величины $\Sigma_{\text{год}}(t)$

лютные ошибки прогнозов достигают максимумов на первых ординатах пиков ($t=83, 87, 90$); в процентном выражении они равны 30—40% от фактических величин на этих ординатах. По знаку эти ошибки положительны ($\Delta = \Sigma_{\text{факт}} - \Sigma_{\text{прогн}}$), что открывает возможность корректировки прогнозов максимумов в период $t=119 \div 126$ (принимая, что однозначные ошибки должны быть и в будущем). Коэффициенты корреляции фактических и спрогнозированных величин равны: для интервала $t=83 \div 92$ $r=0,94 \pm 0,04$; для $t=71 \div 118$ $r=0,90 \pm 0,03$.

В целом, качество поверочных прогнозов находится на уровне современных возможностей так называемых генетических гидрометеорологических прогнозов, основанных на учете внешних причинно-следственных связей прогнозируемого явления с окружающей средой. Автор считает это подтверждением того, что динамико-статистический метод не является вариантом формального экстраполирования, как это можно было бы заключить, судя по

виду и структуре равенства (2) (в этом случае такие результаты прогнозирования были бы в принципе невозможны). Это тоже генетический метод, но основанный на учете не внешней, а внутренней причинности в ряду $\Sigma_{\text{год}}(t)$.

Перейдем к собственно прогнозам для $t = 119 \div 126$, полученным по уравнению (2) с использованием функции $\kappa_1(\tau)$ (пунктир на рис. 1, в). Результаты прогнозов приведены в графе 3 табл. 2, а также на рис. 3 (вверху сплошная линия). В последующих графах табл. 2 приводятся: в графах 4 и 5 — прогнозы полугодовых сумм сейсмичности (Σ_I)_{прогн} и (Σ_{II})_{прогн} (определенны по данным графы 3 обратно тому, как по величинам Σ_I и Σ_{II} вычислены $\Sigma_{\text{год}}(t)$ в табл. 1); в графике 6 — коррекционные поправки на занижение спрогнозированных величин максимумов

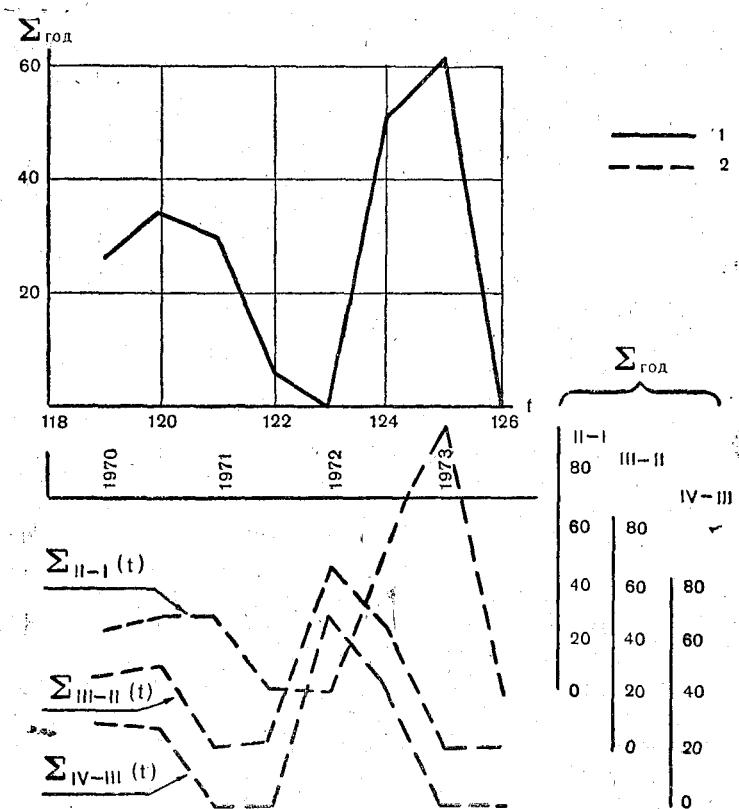


Рис. 3. Прогнозы сейсмической активности на 1970-1973 гг.
1—фактические, 2—спрогнозированные

сравнительно с фактическими (приняты автором в соответствии с ошибками поверочных прогнозов для $t=83, 87$ и 90); в графах 7 и 8—окончательно откорректированные прогнозы полугодовых сумм сейсмичности $(\Sigma_I)_{\text{прогн}}$ и $(\Sigma_{II})_{\text{прогн}}$.

Как следует из рис. 3 и табл. 2, в 1970—1973 гг. должны пройти две волны сейсмической активности — первая с откорректированным максимумом $(\Sigma_I)_{\text{прогн}} = 45,0$ в первой половине 1971 г. и вторая, значительно большая, с откорректированным максимумом $(\Sigma_I)_{\text{прогн}} = 91,0$ в первой половине 1973 г. В остальные полугодия 1970—1973 гг. сейсмичность пониженная, особенно в 1972 г., в котором землетрясений с $M > 5^{1/4}$ вообще не должно быть.

Первый из указанных максимумов уже должен быть реализован (эти строки пишутся в августе 1971 г.) и, очевидно, был реализован в виде известных землетрясений на юге Калифорнии. Данных о точности этого прогноза пока не имеется.

Таблица 2
Результаты прогнозов в Калифорнийской зоне на 1970-1973 гг.

Годы	№ t	Прогноз $\Sigma_{\text{год}}$	Прогноз полугодовых $\Sigma(t)$		Приятая корректи- онная поправка Δ_0	Откорректированный прогноз полугодовых $\Sigma(t)$	
			$(\Sigma_I)_{\text{прогн}}$	$(\Sigma_{II})_{\text{прогн}}$		$(\Sigma_I)_{\text{прогн}}$	$(\Sigma_{II})_{\text{прогн}}$
1	2	3	4	5	6	7	8
1970	119	12,0	9,0		—	9,0	
	120	28,0		3,0	—		3,0
1971	121	25,0	25,0		20,0	45,0	
	122	0,0		0,0	—		0,0
1972	123	0,0	0,0		—	0,0	
	124	51,0		0,0	—		0,0
1973	125	61,0	51,0		40,0	91,0	
	126	0,0		10,0	—		10,0

Второй максимум сейсмичности после спокойного 1972 г. еще предстоит. По величине $(\Sigma_I)_{\text{прогн}} = 91,0$ он займет 3—4-е место в ряду землетрясений 1906, 1915 и 1954 гг. (табл. 3). По ориентировочной аналогии с этими годами, в первой половине 1973 г. число толчков с $M = 6^{1/2} - 7,0$ составит 3—5.

Автор попытался выяснить, в каком месяце первой половины 1973 г. наиболее вероятна большая часть этих землетрясений.

Для этого были построены пять дополнительных рядов $\Sigma_{\text{год}}(t)$, $t=97 \div 118$, отличающихся друг от друга месяцем начала года. В первом из рядов год начинается с февраля ($\Sigma_{II-I}(t)$), во втором — с марта ($\Sigma_{III-II}(t)$), в третьем — с апреля ($\Sigma_{IV-III}(t)$), в четвертом — с мая ($\Sigma_{V-IV}(t)$), в пятом — с июня ($\Sigma_{VI-V}(t)$). Для

Таблица 3

Годы с сейсмичностью $\Sigma_{\text{год}} \geq 85,0$ в Калифорнийской зоне
(по данным Р. В. Дубининой)

Годы	$\Sigma_{\text{год}}$	M_{\max}	Число толчков
			$\leq M \geq 6 \frac{1}{2}$
1	2	3	4
1906	130,0	8 1/4	1
1915	85,0	7 1/2	4
1954	92,0	7,0	6

всех рядов были даны прогнозы в диапазоне $t=119 \div 126$ по функции $k_1(t)$ (пунктир на рис. 1,б), результаты их показаны на рис. 3 пунктиром.

Сопоставляя на рис. 3 дополнительные прогнозы с основными прогнозами $\Sigma_{\text{год}}(t)$ (вверху сплошная линия), заключаем, что для $\Sigma_{II-I}(t)$ они аналогичны по величине и фазе, а для рядов $\Sigma_{III-II}(t)$ и $\Sigma_{IV-III}(t)$ почти идентичны по величинам, но сдвинуты по фазе назад на единицу t . Легко понять, что это свидетельствует о максимальной сейсмичности в феврале: сдвиг фазы произошел при переходе от $\Sigma_{II-I}(t)$ к $\Sigma_{III-II}(t)$. Вероятная ошибка этого утверждения из-за возможных ошибок построения дополнительных рядов (связанных с землетрясениями на границах или около границ календарных месяцев) принята равной плюс—минус одной декаде.

Выводы

В 1972 г. сейсмическая активность в Калифорнийской зоне будет близка к нулю. Сильных землетрясений с $M > 5 \frac{1}{4}$ на всей территории зоны не ожидается.

В первой половине 1973 г. произойдет резкое усиление сейсмической активности до уровня активности 1915 и 1954 гг. Количество толчков с $M \geq 6 \frac{1}{2}$ составит 3—5. Максимальное число наиболее сильных землетрясений произойдет в феврале—плюс—минус декада.

Во второй половине 1973 г. сейсмическая активность упадет до уровня $\Sigma_{II}=10,0$, наблюдавшегося, например, в 1960—1963 гг. Землетрясения силой $M>6,0$ в этот период маловероятны. Что касается микрорайона наибольшего числа (роя) землетрясений в первой половине 1973 г., то по этому весьма трудному вопросу автор может высказать лишь ориентировочное суждение, основанное на аналогичности спектральной структуры $\Sigma_{\text{год}}(t)$ в эпохи 1940—1962 и 1952—1973 гг. (и вытекающей отсюда предпосылки о годах-аналогах 1952, 1954, 1971 и 1973 по территориальному положению роя землетрясений).

Видимо, рой землетрясений в январе-марте 1973 г. наиболее вероятен в полосе $117,5—119,0^{\circ}\text{W}$, $34,0—39,0^{\circ}\text{N}$, и особенно в одном из двух противоположных районов этой полосы — либо на севере в диапазоне $38,0—39,0^{\circ}\text{N}$ (штат Невада, район оз. Уолкер, г. Хоторн — г. Мина), либо на юге в диапазоне $34,0—34,8^{\circ}\text{N}$ (район Лос-Анджелеса).

Справедливи ради надо сказать, что последнее является самым слабым, эмпирическим звеном изложенного прогнозного комплекса, непосредственно не вытекающим из динамико-статистического метода. Надежнее было бы установить микрорайон роя землетрясений аналогично определению месяца его наступления — путем выпуска дополнительных прогнозов $\Sigma_{\text{год}}(t)$ для нескольких небольших территорий Калифорнийской зоны; однако времени на это уже не осталось.

Работа выполнена в Ленинградском гидрометеорологическом институте в 1965—1971 гг.

ЛИТЕРАТУРА

1. Gutenberg B. and Richter K. Seismicity of the Earth and associated phenomena. Princeton Univ. Press, New Jersey, 1949.
2. Seismological Bulletin U. S. Department of Commerce Coast and Geodetic Survey, Washington, 1946—1962, 1965—1969.
3. Bulletin of the Seismographic Stations. University of California Press, Berkeley and Los Angeles, 1946—1962, 1965—1969.
4. Seismological Laboratory Bulletin. California Institute of Technology, Pasadena, California, 1946—1962, 1965—1969.
5. Summary of preliminary determination of Epicenteris, USCGS, 1946—1962, 1965—1969.
6. Алехин Ю. М. Динамико-статистический метод прогноза геофизических макропроцессов (на примере прогнозов речного стока). Труды ЛГМИ, вып. 11, 1961.
7. Алехин Ю. М. Статистические прогнозы в геофизике. Изд-во ЛГУ, 1963.
8. Алехин Ю. М., Кондратович К. В., Гвоздева В. Г. Динамико-статистический метод прогнозирования гидрометеорологических процессов и его практическое применение. Материалы рыболовства и рыбоводства исследований Северного бассейна. Труды ПИНРО, вып. XII. Мурманск, 1968.
9. Алехин Ю. М. Проблема причинности в гидрометеорологических прогнозах большой заблаговременности. Труды ЛГМИ, вып. 35, 1969.
10. Гвоздева В. Г. Комплексная программа прогнозирования на ЭВМ динамико-статистическим методом Ю. М. Алехина. См. наст. сборник.

ПРИМЕНЕНИЕ ДИНАМИКО-СТАТИСТИЧЕСКОГО МЕТОДА ДЛЯ ДОЛГОСРОЧНОГО ПРОГНОЗА ВЛАГОЗАПАСОВ В ПОЧВЕ

Динамико-статистический метод долгосрочных прогнозов разработан Ю. М. Алехиным и успешно применен им для прогнозирования целого ряда естественных макропроцессов (годового стока, сезонных сумм осадков и др.) [1—3].

Техническая сущность метода заключается в предвычислении элемента h_t путем множественного линейного экстраполирования по равенству

$$h_{t+m-1} = \kappa_{m,1} h_{t-1} + \kappa_{m,2} h_{t-2} + \dots + \kappa_{m,n} h_{t-n} = \\ = \sum_{\tau=1}^n \kappa_{m,\tau} h_{t-\tau}, \quad (1)$$

где h_{t-1}, \dots, h_{t-n} — члены временного ряда макроявления за предшествующий период наблюдений (в отклонениях от нормы); h_{t+m-1} — спрогнозированный член ряда с заблаговременностью m ; $\kappa_{m,1}, \dots, \kappa_{m,n}$ — оптимальные коэффициенты линейного экстраполирования с заблаговременностью m ; последовательность коэффициентов $\kappa_{m,\tau}$ ($\tau=1, 2, \dots, n$) называется функцией экстраполирования ряда h_t с заблаговременностью m .

Физическое обоснование равенства (1) дано Ю. М. Алехиным в [4]. Согласно выводам этой работы, прогнозы по (1) являются генетически обоснованными, если исходить из представления о внутренней причинности в любом естественном макропроцессе. Всеобщая цикличность макропроцессов природы порождает в них коррелятивную «обратную связь» предшествующих значений процессов с их значениями в будущем.

Для установления возможности долгосрочного прогнозирования влагозапасов в метровом слое почвы были использованы материалы наблюдений Валдайской научно-исследовательской гидрологической лаборатории ГГИ на водосборных площадях логов Усадьевский ($F=0,36 \text{ км}^2$) и Таежный ($F=0,45 \text{ км}^2$). Для

расчета были взяты среднемесячные величины влагозапасов за 10 лет (1953—1963 гг.), осредненные по 10—15 площадкам. Все расчеты производились на ЭВМ «Раздан-П» по программам, составленным В. А. Шелутко.

Нормированная корреляционная функция процесса h_t рассчитывалась по формуле

$$R(\tau) = \frac{\sum_{i=1}^{n-\tau} (h_i - \bar{h}_1)(h_{i+\tau} - \bar{h}_{1+\tau})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n-\tau} (h_i - \bar{h}_1)^2 \sum_{i=1}^{n-\tau} (h_{i+\tau} - \bar{h}_{1+\tau})^2}}, \quad (2)$$

где \bar{h}_1 — норма ряда от первого до $(n-\tau)$ -го члена; $\bar{h}_{1+\tau}$ — норма ряда от $(1+\tau)$ -го до n -го члена для целых чисел от $\tau=1$ до $\tau=30$; n — общее число членов ряда; предварительно произведено центрирование ряда относительно среднемесячных норм.

Корреляционные функции $R(\tau)$ изменения влагозапасов во времени оказались четко периодическими и до $\tau=30$ затухания их не наблюдалось. Способ определения функции экстраполирования $\kappa_m(\tau)$ и его практическая проверка подробно рассмотрены в [2, 3].

По программе КП-1 заблаговременность прогнозов принята равной одному месяцу. Для расчета корреляционных функций $R(\tau)$ и функций экстраполирования $\kappa_m(\tau)$ взято 128 членов ряда. Сдвигая начало отсчета на 10—15 шагов вперед, нами была произведена оценка независимых прогнозов, т. е. экстраполированных членов ряда за пределами вычисления функций $R(\tau)$ и $\kappa_m(\tau)$ (1963—1968 гг.).

Независимые прогнозы были даны на 15 шагов вперед по следующей схеме:

$$\begin{aligned} h_t^* &= \kappa_1 h_{t-1} + \kappa_2 h_{t-2} + \dots + \kappa_n h_{t-n}, \\ h_{t+1}^* &= \kappa_1 h_t^* + \kappa_2 h_{t-1} + \dots + \kappa_n h_{t-n-1}, \\ &\dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \\ h_{t+14}^* &= \kappa_1 h_{t+13}^* + \kappa_2 h_{t+12}^* + \dots + \kappa_n h_{t-n-14}. \end{aligned}$$

Здесь коэффициенты экстраполирования оставались неизменными, а в качестве h_t^* , h_{t-13}^* брались спрогнозированные значения влагозапасов с заблаговременностью $t=1$ месяцу.

Критерий удовлетворительности прогнозирования принят равным 20% от расчетной амплитуды A_p , т. е. от обеспеченной на 95% суммы положительных и отрицательных величин изменений прогнозируемого элемента за период заблаговременности прог-

ноза. В обоих случаях величина $0,2 A_p$ оказалась практически равной, среднеквадратическому отклонению центрированного ряда σ .

Для водосборной площади лога Усадьевского из 60 независимых прогнозов удовлетворительными оказались 48, что составляет 80%, для лога Таежного из 60—51, что составляет 85% (рис. 1).

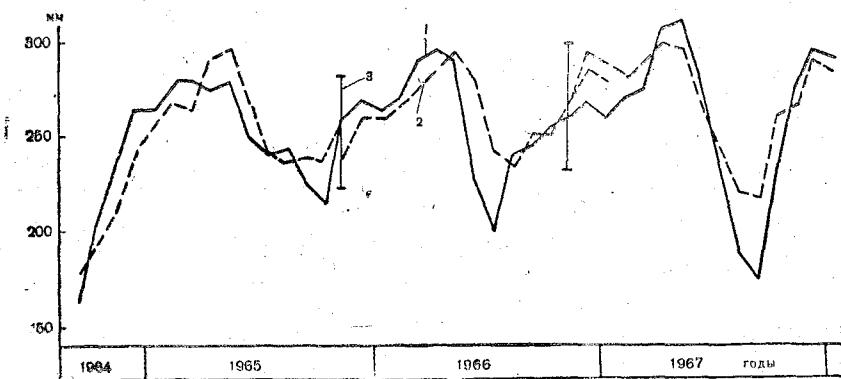


Рис. 1. Независимые прогнозы влагозапасов на водосборной площади лога Таежного.

1—фактические, 2—расчетные, 3—границы 15 месячных интервалов прогнозирования

По программе КП-2 заблаговременность прогнозирования изменялась от 1 до 10 месяцев. Были спрогнозированы среднемесячные величины влагозапасов в метровом слое на водосбор-

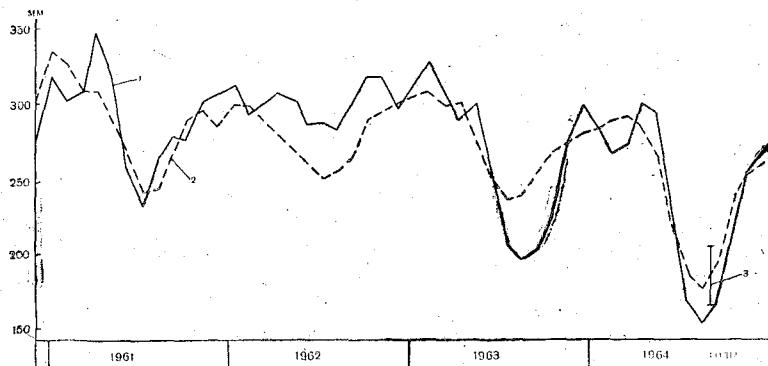


Рис. 2. Прогнозы влагозапасов на водосборной площади лога Усадьевского с заблаговременностью $t=5$ месяцев.

1—фактические, 2—расчетные, 3—граница поверочных и независимых прогнозов

ной площади лога Усадьевского. Анализ поверочных и независимых прогнозов позволил сделать некоторые выводы:

1. С увеличением заблаговременности качество прогнозов, естественно, снижается, но это снижение происходит достаточно медленно. Так, если для $t=1$ месяцу обеспеченность удовлетворительных прогнозов (в пределах $\sigma=0,2 A_p$) равна 92%, то для $t=3$ эта обеспеченность равна 85%, для $t=5$ — соответственно 84% (рис. 2), а для $t=10$ — уже только 76%.

2. Сравнение сводной прогнозной корреляционной функции $R_m(n)$, представляющей собой последовательность коэффициентов корреляции фактических и спрогнозированных значений, с корреляционной функцией $R(\tau)$ (рис. 3) свидетельствует о явном преимуществе учета значительной «предыстории» процесса для прогнозов, особенно с ростом заблаговременности прогнозирования.

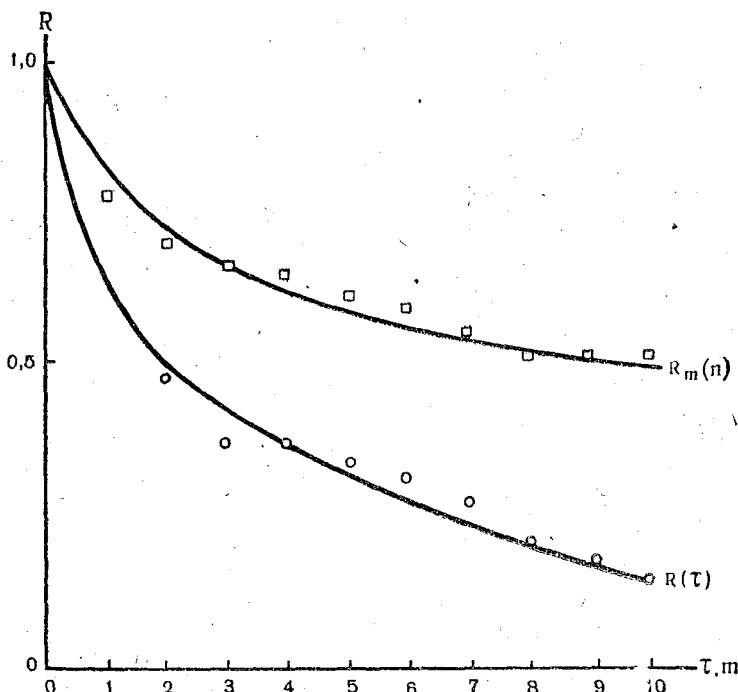


Рис. 3. Корреляционная функция $R(\tau)$ и сводная прогнозная корреляционная функция $R_m(n)$ при различной заблаговременности (t) прогнозов

3. Проверка программы КП-2 на независимом материале (количество независимых прогнозов равно $m=1$) дала также удовлетворительные результаты: почти все расчетные значения влагозапасов отклонились от фактических значений на величину, меньшую, чем $\sigma=0,2 A_p=30 \text{ мм}$ (табл. 1).

Таблица 1

Результаты независимых прогнозов среднемесячных величин влагозапасов в слое 0-100 см на водосборной площади лога Усадьевского

Фактические h_t	Расчетные h_t									
	Значения m									
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
-76	-47	-43	-44	-48	-52	-51	-48	-46	-48	
-54		-38	-39	-36	-40	-44	-42	-41	-39	
-27			-26	-24	-21	-25	-30	-29	-28	
-16				-20	-17	-14	-20	-23	-22	
-15					-14	-11	-7	-10	-12	
-12						-14	-10	-8	-7	
-7							-10	-8	-10	
-13								-13	-11	
-20									-1	

Как видно из таблицы, только два прогноза оказались неудовлетворительными (первые расчетные значения при $m=3$ и $m=4$).

Таким образом, полученные результаты свидетельствуют о принципиальной возможности применения динамико-статистического метода для прогноза влагозапасов. При этом функцию $R(\tau)$, по крайней мере, на несколько шагов вперед (3-5), за пределами расчетного периода можно считать вполне эффективной.

Дальнейшая проверка метода на других исходных данных позволит уточнить вопрос о его применимости для прогноза рассматриваемого агрометеорологического фактора.

ЛИТЕРАТУРА

- Алехин Ю. М. Статистические прогнозы в геофизике. Изд-во ЛГУ, 1963.
- Алехин Ю. М., Кондратович К. В., Гвоздева В. Г. Динамико-статистический метод прогнозирования гидрометеорологических процессов и его практическое применение. Труды ПИНРО, вып. XII, Мурманск, 1968.
- Алехин Ю. М. Множественное линейное экстраполирование макропроцессов (динамико-статистический метод прогнозирования). Труды ЛГМИ, вып. 28, 1968.
- Алехин Ю. М. Проблема причинности в гидрометеорологических прогнозах большой заблаговременности. Труды ЛГМИ, вып. 35, 1969.

B. Г. Гвоздева

КОМПЛЕКСНАЯ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ НА ЭВМ ДИНАМИКО-СТАТИСТИЧЕСКИМ МЕТОДОМ Ю. М. АЛЕХИНА

Метод прогнозирования геофизических макроявлений Ю. М. Алехина, названный его автором динамико-статистическим, уже имеет если и не обширную, то заметную литературу. Все большее число специалистов-гидрометеорологов интересуется этим методом, во многих случаях единственно возможным и эффективным при прогнозах различных гидрометеорологических явлений (годовой и сезонный сток, осадки, температура воды в море и пр.) с заблаговременностью 1 год и более. При этом основным вопросом всех обращающихся к нам заинтересованных лиц является вопрос о схеме составления программы прогнозирования методом Ю. М. Алехина. Изложение этой схемы, разработанной нами в 1968 г. и реализованной на машине БЭСМ-2, и является целью данной статьи.

Условно программа, составленная по этой схеме, названа комплексной типовой программой (КТП-1) прогнозирования методом Алехина. При использовании КТП-1 в машину вводится многолетний ряд прогнозируемого элемента (например, среднегодовых расходов) и через некоторый период, зависящий от класса машины (для БЭСМ-2 он равен 10—15 минутам), на выходе получаем все конечные результаты: оптимальные поверочные прогнозы с заблаговременностью один шаг (год), абсолютные ошибки поверочных прогнозов и коэффициент корреляции их с фактическим рядом и, наконец, величины независимых прогнозов (за пределом исходного ряда) на 15 шагов (лет) вперед.

Прежде чем перейти к указанной схеме, сформулируем сущность метода Алехина [1—4]. Кратко, но не вполне точно — это метод множественного линейного экстраполирования рассматриваемого макропроцесса по равенству

$$q_t = \kappa_{m, m} q_{t-m} + \kappa_{m, m+1} q_{t-m-1} + \dots + \kappa_{m, n} q_{t-n} = \\ = \sum_{\tau=m}^n \kappa_m(\tau) q(t-\tau), \quad (1)$$

где $q_{t-m}, q_{t-m-1} \dots q_{t-n}$ — члены многолетнего ряда $Q(t)$ в отклонениях от нормы \bar{Q} ($q = Q - \bar{Q}$); q_{t-m} — последний известный член ряда; q_t — прогнозируемый член ряда с заблаговременностью m лет; $\kappa_{m,m}, \kappa_{m,m+1}, \dots \kappa_{m,n}$ — оптимальные коэффициенты множественного линейного экстраполирования с заблаговременностью m лет. Последовательность коэффициентов $\kappa_m(\tau)$ ($\tau=m, m+1, \dots n$) называется функцией экстраполирования ряда $Q(t)$ с заблаговременностью m .

Принципиальное обоснование равенства (1) дано в [1, 2]. В основном оно исходит из представления о вероятностной природе естественных макроявлений, образованных очень большим числом элементов случайностей. При большом числе элементов случайностей их равнодействующая должна быть пульсирующей во времени, и поэтому временные ряды макроявлений должны быть циклическими со сравнительно короткопериодной флюктуацией. Корреляционные функции циклических процессов также должны быть циклическими, и, следовательно, члены временных рядов должны быть коррелиативно взаимосвязанными в широком диапазоне временных сдвигов (т. е. промежутков времени между коррелируемыми членами), вследствие чего общий коэффициент корреляции этого равенства (1) при достаточно большом n в принципе может быть значительным.

Таким образом, в вероятностных процессах должны быть динамико-статистические взаимосвязи между предшествующими и будущими состояниями процессов. Стохастическая природа процессов порождает внутреннюю вероятностную необходимость (обратную связь) развития их во времени. Объектами эффективного прогнозирования по равенству (1) могут быть явления, осредненные по площади не менее 50—100 тыс. км². В случаях равномерного распределения элемента по территории площадь осреднения может быть уменьшена. Масштабность элемента прогнозирования является необходимым, но не достаточным условием эффективности уравнения (1). В конечном итоге последнее зависит от вида и устойчивости корреляционной функции ряда $Q(t)$, вычисляемой по уравнению:

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

где \bar{Q}_1 — норма ряда от первого до $(M-\tau)$ -го члена; M — общее число членов ряда; $\bar{Q}_{1+\tau}$ — норма ряда от $(1+\tau)$ -го до M -го члена для всех целочисленных значений τ до $\tau=30$,

Для характеристики возможной эффективности равенства (1) введен параметр t_R , названный средним периодом корреляционной функции

$$t_R = 2 \frac{\tau_{\text{посл}} - \tau_1}{N-1}, \quad (3)$$

где τ_1 и $\tau_{\text{посл}}$ — абсциссы соответственно первой и последней точек пересечения нулевой горизонтальной оси средней корреляционной функцией $R(\tau)$.

Из опыта следует [3, 4], что эффективное прогнозирование по равенству (1) может быть осуществлено только в тех случаях, когда период корреляционной функции ряда $Q(t)$ не менее 8 лет.

Способ вычисления функций экстраполирования $\kappa_m(\tau)$ в [1] разработан в [3, 4] для общего случая заблаговременности прогнозирования m на базе формулы Крамера

$$\kappa_m(\tau) = - \frac{D_{0\tau}^{[m]}}{D_{n-1}}, \quad (\tau = m, m+1, \dots, n), \quad (4)$$

где $D_{0\tau}^{[m]}$ — миноры расширенного определителя $D_n^{[m]}$:

$$D_n^{[m]} = \begin{vmatrix} 1 & R_1 & R_2 & \dots & R_{n+m-1} \\ R_1 & 1 & R_1 & \dots & R_{n+m-2} \\ R_2 & R_1 & 1 & \dots & R_{n+m-3} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ R_{n+m-1} & R_{n+m-2} & R_{n+m-3} & \dots & 1 \end{vmatrix}; \quad (5)$$

D_{n-1} — главный минор определителя (5).

Миноры $D_{0\tau}^{[m]}$ расширенного определителя образуются вычеркиванием m верхних строк и m столбцов, начиная с $(m+1)$ -го столбца — для минора $D_{01}^{[m]}$, с $(m+2)$ -го столбца — для минора $D_{02}^{[m]}$.

Главный минор D_{n-1} определителя (5) не зависит от τ

$$D_{n-1} = \begin{vmatrix} 1 & R_1 & R_2 & \dots & R_{n-1} \\ R_1 & 1 & R_1 & \dots & R_{n-2} \\ R_2 & R_1 & 1 & \dots & R_{n-3} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ R_{n-1} & R_{n-2} & R_{n-3} & \dots & 1 \end{vmatrix}, \quad (6)$$

$R_1, R_2, \dots, R_{n+m-1}$ в (5) и (6) — вычисленные по (2) для ряда $Q(t)$ значения $R(\tau)$ ($\tau = 1, 2, \dots, (n+m-1)$).

Основным элементом разработки прогнозов по уравнению (1) является определение оптимального числа слагаемых n , при котором коэффициент корреляции фактических и спрогнозированных по этому равенству величин q_t становится наибольшим. На это следует обратить особое внимание, так как даже среди лиц, знакомых с методом Алехина, в этой части встречается иногда недопонимание и неверное представление. Утверждается иногда, что качество предвычисления по (1) должно быть связано с n только однозначным образом: с увеличением n эффективность равенства (1) должна возрастать (или оставаться неизменной) вплоть до максимально возможного значения; в дальнейшем (при последующем увеличении n) точность предвычисления будет постоянной на максимально возможном уровне. Это неверное представление.

В действительности, что следует из многочисленных результатов опыта, связь между n и точностью предвычисления по (1) однозначна лишь до определенной, специфичной для данного прогнозируемого ряда величины n ; затем эта связь становится обратной, т. е. при дальнейшем увеличении n эффективность

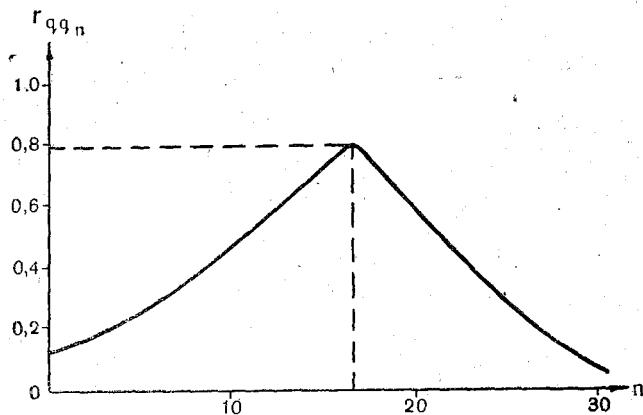


Рис. 1

равенства (1) падает и иногда очень резко. Для иллюстрации приводим рис. 1, на котором показана обычно наблюдаемая зависимость коэффициента корреляции r_{qq_n} от числа слагаемых n в равенстве (1); под r_{qq_n} понимается коэффициент корреляции связи:

$$q_{t_{\text{факт}}} = f(q_{n, t})_{\text{прогн}}, \quad (7)$$

где $q_{t\text{факт}}$ — фактические значения ряда в отклонениях от нормы;
 $q_n, t_{\text{прогн}}$ — прогнозные значения по равенству (1) при данном n .

Оптимальное $n_{\text{опт}}$, при котором величина r_{qq_n} достигает максимума, зависит от статистических динамических характеристик рассматриваемого ряда и в большинстве случаев колеблется от 15 до 25. Величина r_{qq_n} при $n_{\text{опт}}$ в большинстве случаев dochдит до 0,75—0,95, тогда как при максимальном $n=30$ она уменьшается до 0,05—0,15.

Определение $n_{\text{опт}}$ является одной из основных задач разработки прогнозов методом Алехина. Для решения этой задачи автором метода [3] был предложен специальный графо-аналитический способ, применимый, однако, лишь к рядам годового стока. По этой причине, а также в связи с затруднительностью машинного программирования этого способа, в дальнейшем от него пришлось отказаться. В рассматриваемой программе КТП-1 эта задача решается подбором: путем вычисления величин r_{qq_n} для всех целочисленных n от 2 до 30 и выбора экстремумов функции $r_{qq_n}(n)$.

Переходим к схеме составления комплексной программы КТП-1 при $m=1$.

Схема составления КТП-1

Дано: последовательность $Q_i, i=1, 2, 3, \dots M$.

Вычислить:

1. Математическое ожидание (норму) последовательности Q_i по равенству

$$\bar{Q} = \frac{\sum_1^M Q_i}{M}. \quad (8)$$

2. Отклонения членов последовательности от нормы:

$$q_i = Q_i - \bar{Q}, \quad i = 1, 2, 3, \dots M. \quad (9)$$

3. Нормированную корреляционную функцию ряда q_i по уравнению

$$R(\tau) = \frac{\sum_{i=1}^{M-\tau} (q_i - \bar{q}_1)(q_{i+\tau} - \bar{q}_{1+\tau})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{M-\tau} (q_i - \bar{q}_1)^2 \sum_{i=1}^{M-\tau} (q_{i+\tau} - \bar{q}_{1+\tau})^2}}, \quad (10)$$

где \bar{q}_1 — норма первых $(M-\tau)$ членов ряда q_i :

$$\bar{q}_1 = \frac{\sum_{i=1}^{M-\tau} q_i}{M-\tau}; \quad (11)$$

$\bar{q}_{1+\tau}$ — норма последних $(M-\tau)$ членов ряда q_i :

$$\bar{q}_{1+\tau} = \frac{\sum_{i=1+\tau}^{M-\tau} q_i}{M-\tau}. \quad (12)$$

Вычисления по уравнению (10) производить для всех целочисленных $\tau = 1, 2, 3, \dots, 30$.

4. Детерминанты

$$D^{[n]} = \begin{vmatrix} 1 & R_1 & R_2 & \dots & R_n \\ R_1 & 1 & R_1 & \dots & R_{n-1} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ R_n & R_{n-1} & R_{n-2} & \dots & 1 \end{vmatrix} \quad (13)$$

для значений n от 1 до 30 ($n=1, 2, 3, \dots, 30$) и затем все миноры $D_{0\tau}^{[n]}$ каждого из этих детерминантов ($\tau=1, 2, \dots, n$). Например, при $\tau=1$

$$D_{01}^{[n]} = \begin{vmatrix} R_1 & R_1 & R_2 & \dots & R_{n-1} \\ R_2 & 1 & R_1 & \dots & R_{n-2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ R_n & R_{n-2} & R_{n-3} & \dots & 1 \end{vmatrix}, \quad (13a)$$

при $\tau=2$

$$D_{02}^{[n]} = \begin{vmatrix} R_1 & 1 & R_2 & \dots & R_{n-1} \\ R_2 & R_1 & R_1 & \dots & R_{n-2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ R_n & R_{n-1} & R_{n-3} & \dots & 1 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \end{vmatrix}, \quad (13b)$$

при $\tau=n$

$$D_{0n}^{[n]} = \begin{vmatrix} R_1 & 1 & R_1 & \dots & R_{n-2} \\ R_2 & R_1 & 1 & \dots & R_{n-3} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ R_n & R_{n-1} & R_{n-2} & \dots & R_1 \end{vmatrix}. \quad (13b)$$

5. Общую корреляционную функцию

$$\bar{R}(n) = \sqrt{1 - \frac{D^{[n]}}{D^{[n-1]}}}, \quad (14)$$

$$n = 1, 2, 3, \dots, 30.$$

6. По значениям миноров каждого детерминанта коэффициенты экстраполирования

$$\kappa(\tau) = -\frac{D_{0\tau}^{[n]}}{D^{[n-1]}}, \quad (15)$$

$$n = 1, 2, 3, \dots, 30; \quad \tau = 1, 2, \dots, n.$$

7. Для каждого из значений $n = 1, 2, \dots, 30$ последовательность величин B_i ($i = (n+1), (n+2), \dots, M$) по равенству

$$\begin{aligned} B_i &= \kappa_1 q_{i-1} + \kappa_2 q_{i-2} + \dots + \kappa_n q_{i-n} = \\ &= \sum_{\tau=1}^n \kappa(\tau) q(i-\tau), \\ &\quad \tau = 1, 2, \dots, n, \end{aligned} \quad (16)$$

где q_{i-1}, q_{i-2} — члены ряда q_i ; $\kappa(\tau)$ — величины коэффициентов по равенству (15).

8. Для каждой из последовательностей B_i общий коэффициент корреляции

$$r_n = \frac{\sum_{n+1}^M (q_i - \bar{q}_n)(B_i - \bar{B}_n)}{\sqrt{\sum_{n+1}^M (q_i - \bar{q}_n)^2 \sum_{n+1}^M (B_i - \bar{B}_n)^2}}, \quad (17)$$

$$n = 1, 2, \dots, 30,$$

где \bar{q}_n — норма ряда q_i от $i = n+1$ до $i = M$:

$$\bar{q}_n = \frac{\sum_{n+1}^M q_i}{M-n}; \quad (18)$$

\bar{B}_n — то же для ряда B_i :

$$\bar{B}_n = \frac{\sum_{n+1}^M B_i}{M-n}; \quad (19)$$

9. Для трех значений n с наибольшими величинами общего коэффициента корреляции r_n (обозначим эти значения через $n_{\text{опт}}$) последовательность разностей рядов q_i и B_i

$$\Delta_i = q_i - B_i, \quad (20)$$

$$i = (n_{\text{опт}} + 1), (n_{\text{опт}} + 2), \dots, M.$$

10. Для трех значений $n_{\text{опт}}$ продолжить вычисление величин B_i по равенству (16) при $i > M$, а именно:

$$\left. \begin{aligned} B_{M+1} &= \kappa_1 q_M + \kappa_2 q_{M-1} + \dots + \kappa_n q_{M-n+1} \\ B_{M+2} &= \kappa_1 B_{M+1} + \kappa_2 q_M + \kappa_3 q_{M-1} + \dots + \kappa_n q_{M-n+2} \\ B_{M+3} &= \kappa_1 B_{M+2} + \kappa_2 B_{M+1} + \kappa_3 q_M + \dots + \kappa_n q_{M-n+3} \\ &\dots \\ B_{M+15} &= \kappa_1 B_{M+14} + \kappa_2 B_{M+13} + \dots + \kappa_n q_{M-n+15} \end{aligned} \right\} \quad (21)$$

На печать:

1. Норма исходной последовательности \bar{Q} по равенству (8).
2. Ряд (исходная последовательность) в отклонении от нормы q_i по уравнению (9), $i = 1, 2, \dots, M$.
3. Корреляционная функция этого ряда по формуле (10).
4. Последовательность детерминантов $D^{(n)}$, $n = 1, 2, \dots, 30$.
5. Последовательность значений общей корреляционной функции $R(n)$ для $n = 1, 2, \dots, 30$.
6. Последовательность общих коэффициентов корреляций r_n по равенству (17) для $n = 1, 2, \dots, 30$.
7. Последующие результаты выдаются на печать только для $n = n_{\text{опт}}$, т. е. для каждого из трех наибольших значений r_n ; для каждого из n выдается на печать:

- a) значение $n_{\text{опт}}$;
- б) последовательность коэффициентов экстраполирования $\kappa(\tau)$, $\tau = 1, 2, \dots, n_{\text{опт}}$ по равенству (15);
- в) последовательность величин B_i по уравнению (16), $i = (n_{\text{опт}} + 1), (n_{\text{опт}} + 2), \dots, M$;
- г) последовательность разностей Δ_i по формуле (20), $i = (n_{\text{опт}} + 1), \dots, M$;
- д) последовательность величин $B_{M+1}, B_{M+2}, \dots, B_{M+15}$.

ЛИТЕРАТУРА

1. Алехин Ю. М. Статистические прогнозы в геофизике. Изд-во ЛГУ, 1963.
2. Алехин Ю. М. Проблема причинности в гидрометеорологических прогнозах большой заблаговременности. Труды ЛГМИ, вып. 35, 1969.
3. Алехин Ю. М. Множественное линейное экстраполирование макропроцессов (динамико-статистический метод прогнозирования). Труды ЛГМИ, вып. 28, 1968.
4. Алехин Ю. М., Кондратович К. В., Гвоздева В. Г. Динамико-статистический метод прогнозирования гидрометеорологических процессов и его практическое применение. Труды ПИНРО, вып. XII, Мурманск, 1968.

В. А. Шелутко, В. Г. Гвоздева

АНАЛИЗ ДОСТОВЕРНОСТИ И УСТОЙЧИВОСТИ КОРРЕЛЯЦИОННЫХ ФУНКЦИЙ РЯДОВ СРЕДНЕГО ГОДОВОГО СТОКА РЕК

Задачей настоящей работы является оценка достоверности и устойчивости значений корреляционной функции

$$R(\tau) = \frac{\sum_{i=1}^{n-\tau} q_i q_{i+\tau}}{(N-\tau) \sigma_1 \sigma_2} = \frac{\kappa_q(\tau)}{\sigma_1 \sigma_2}, \quad \tau = 1 \div \tau_{\max}, \quad (1)$$

(где $\kappa_q(\tau)$ — ковариационная функция; $q_i = Q_i - \bar{Q}$; $\sigma_1 \sigma_2$ — средние квадратические отклонения ряда соответственно от 1 до $N-\tau$ и от τ до N членов; N — число членов ряда; τ — сдвиг; τ_{\max} — максимальный сдвиг, принят равным 30) рядов среднего годового стока, а также отдельно ее первой ($\tau = 1 \div 15$) и второй ($\tau = 16 \div 30$) части.

Постановка задачи вызвана расширяющимся применением теории случайных функций для анализа и расчета многолетних колебаний речного стока. Вследствие этого при решении ряда практических важных вопросов (сверхдолгосрочный прогноз стока [1], моделирование рядов стока [2, 7], расчет вероятных значений стока на определенный календарный период [9], приведение рядов стока к расчетному периоду [10], анализ цикличности рядов стока [4, 3, 5] и т. д.) широко используются корреляционные функции. Однако несмотря на это, до сих пор имеются сомнения в достоверности и устойчивости значений корреляционных функций, отличных от нуля, особенно при достаточно больших величинах τ . Так, например, в работе [6] подчеркивается, что учет коэффициентов корреляции в автокорреляционных функциях при больших τ , как показателей цикличности, не обоснован, что связано с погрешностями их вычислений и естественным следствием уменьшения числа членов, из которых они могли быть вычислены.

Следует отметить, что в настоящее время для выборок с ограниченным объемом отсутствуют достаточно разработанные теоретические оценки комплекса значения корреляционных функций $R(\tau)$ [4].

Попытки оценок $R(\tau)$ для отдельных фиксированных значений τ также неправомерны, так как изменение ее значений по τ обычно имеет циклический характер и при некоторых величинах сдвига τ корреляционная функция может иметь высокие положительные и отрицательные значения, а при некоторых τ эти значения могут быть равными или стремиться к нулю. Достоверность проверки последних очень низка, хотя, как замечается в работе [5], корреляционная функция «не может измениться от достоверно высокого положительного значения до достоверно отрицательного без перехода через нуль». Учитывая это, в работе [9] было предложено производить проверку наибольших по абсолютной величине коэффициентов корреляции, соответствующих общему ходу изменений корреляционной функции. Однако такая оценка носит элементы субъективизма.

Поэтому в данном случае был выбран совершенно другой путь решения поставленной задачи. Он заключается в расчете корреляционных функций рядов среднего годового стока по всему периоду наблюдений N , нарастающему периоду n ($n = 40 \div N$) и периодам в 40 и 50 лет за изменяющиеся календарные сроки. (Градиент изменения периода и календарных сроков принят равным двум годам). Одновременно для каждой корреляционной функции вычислялись значения среднего квадратического отклонения от оси абсцисс по всем σ_{r_0} ($\tau = 1 \div 30$) и отдельно для первой σ_{r_1} ($\tau = 1 \div 15$) и второй σ_{r_2} ($\tau = 16 \div 30$) частей.

$$\sigma_{r_{0,1,2}} = \sqrt{\frac{\sum_{\tau} [R(\tau)]^2}{\kappa}} \quad (\begin{array}{l} \tau = 1 \div 30, \kappa = 30, \\ \tau = 1 \div 15, \kappa = 15, \\ \tau = 16 \div 30, \kappa = 15. \end{array}) \quad (2)$$

Для корреляционных функций, рассчитанных за период $n < N$, оценивались также отклонения от корреляционной функции, рассчитанной за период N . Оценка проводилась по величине

$$\sigma_{\Delta r_{0,1,2}} = \sqrt{\frac{\sum_{\tau} [R(\tau) - \bar{R}(\tau)]^2}{\kappa}} \quad (\begin{array}{l} \tau = 1 \div 30, \kappa = 30, \\ \tau = 1 \div 15, \kappa = 15; \\ \tau = 16 \div 30, \kappa = 15, \end{array})$$

где $\bar{R}(\tau)$ — значения корреляционной функции по всему ряду наблюдений ($n = N$).

Результаты расчетов $\sigma_{r_{0,1,2}}$ и $\sigma_{\Delta r_{0,1,2}}$ по нарастающему периоду наблюдений и по периоду в 40 и 50 лет за различные календарные сроки представлены соответственно в табл. 1, 2, 3.

Эти материалы могут быть использованы прежде всего для оценки реальности значений $R(\tau)$ при $\tau > 2, 3$.

Пусть нулевая гипотеза гласит, что генеральные значения $R(\tau)$ равны нулю. Исходя из этого значения $R^*(\tau)$ с увеличением объема выборки n должны существенно уменьшаться. Действительно, в работах [5, 6, 9] установлен факт уменьшения амплитуды колебания значений $R(\tau)$ большинства рядов с увеличением периода наблюдений. Однако насколько существенно уменьшение и может ли оно служить доказательством того, что генеральное $R(\tau > 2) = 0$?

Следует проанализировать это обстоятельство более детально. При этом для оценки среднего значения корреляционных функций по τ используем σ_{r_0} . Дело в том, что оценка среднего значения корреляционных функций как средней арифметической величины по τ неправомерна, так как корреляционные функции циклических процессов должны в ряде случаев принимать нулевые и близкие к ним значения. Отсюда среднее арифметическое значение может определяться не только размахом колебаний $R(\tau)$, но и их средним периодом. Необходимо также отметить, что величина σ_{r_0} отражает основную закономерность изменения $R(\tau)$ с изменением n . Так, если $R(\tau) \rightarrow 0, n \rightarrow \infty (\tau = 1-30)$, то $\sigma_{r_0} \rightarrow 0$.

Представляется также важным, что величина σ_{r_0} более сильно реагирует на изменение n . Например, если значения $R(\tau)$ с увеличением объема выборки стремятся к нулю, то наиболее резкие изменения из них должны претерпеть максимальные величины.

По данным табл. 1 строились графики зависимости $\sigma_{r_0}, \sigma_{r_1}, \sigma_{r_2}$ от $f(n)$ для каждого из 16 рядов среднего годового стока. При этом оказалось, что по всем рядам с увеличением n происходит уменьшение σ_{r_0} . Однако следует сразу же заметить, что падение σ_{r_0} по достаточно длительным рядам происходит только до известного предела, причем наиболее интенсивно при увеличении объема выборки от 40 до 52–54 лет. Если взять все уменьшение σ_{r_0} с увеличением периода наблюдений, начиная от 40 до N лет, за 100%, то на увеличение периода на 12–14 лет приходится около 90% всего падения. При дальнейшем увеличении выборки на 20–25 лет значение σ_{r_0} уменьшается в среднем на 10%. Наконец, дальше σ_{r_0} вообще увеличивается и по наиболее длительным рядам наблюдений. Нева—Петрокрепость, Вуокса—Х ГЭС при $n=N$ становится равным σ_{r_0} при $n=40$ лет.

Можно проанализировать это обстоятельство по осредненным по всем рядам значениям σ_{r_0} :

$$\bar{\sigma}_{r_0}(n) = \frac{\sum_{i=1}^L \sigma_{r_{0i}}(n)}{L},$$

где L — число рядов.

Исходя из нулевой гипотезы $\sigma_{r_0} = 0$, согласно методам статистических оценок [8], в поле графика $\bar{\sigma}_{r_0} = f(n)$ (рис. 1) могут быть построены доверительные интервалы для различных уровней значимости $P\%$ ($P\% = 50, 40, 30, 20$). При этом доверительные интервалы определяются произведением $t_p \sigma$. Здесь t_p — значения функции распределения Стьюдента с k степенями свободы; σ — оценка среднего квадратического отклонения σ_{r_0}

$$\sigma = \frac{1 - \sigma_{r_0}^2}{\sqrt{n'}},$$

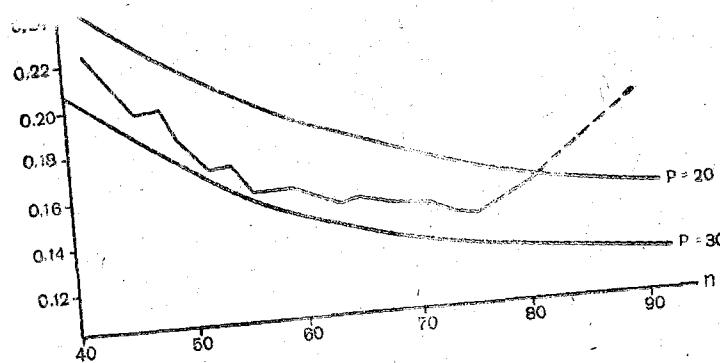
где n' — среднее число членов выборки, по которым рассчитывалась весь комплекс коэффициентов корреляции корреляционной функции:

$$n' \approx n - \frac{\tau_{\max}}{2} = n - 15.$$

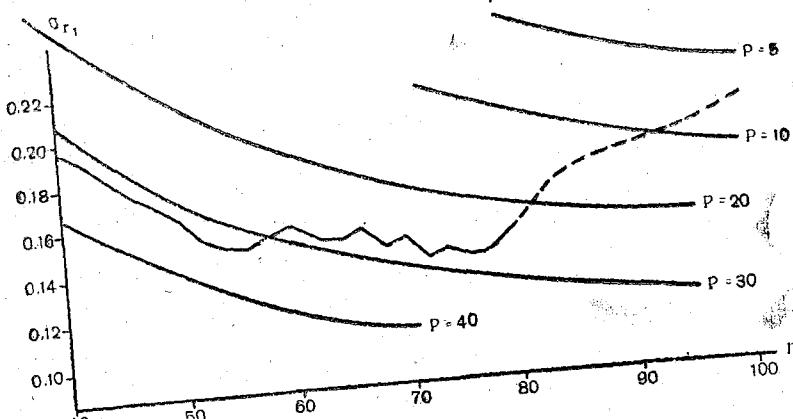
Как следует из общего хода σ_{r_0} , в поле доверительных интервалов с увеличением периода наблюдений (объема выборки) до $n = 52 \div 54$ годам, происходит достаточно закономерное увеличение $P[R(\tau) = 0]$ от 32 до 34%, а затем общее снижение вероятности от 34 до 20 и менее процентов. Для наиболее продолжительных рядов (пунктир на рис. 1) вероятность $P[R(\tau) = 0]$ при $n = 100$ лет достигнет уже только 7%. Однако исходя из нулевой гипотезы, с увеличением периода наблюдений вероятность $P[\sigma_{r_0} = 0]$ должна увеличиваться.

Следует заметить, что начиная с периода 72—76 лет происходит уменьшение числа рядов, вошедших в расчет σ_{r_0} . Но это не должно повлиять на надежность выводов об уменьшении вероятности $P[\sigma_{r_0} = 0]$ с увеличением n , так как по 9 из 10 лунктов с $n \leq 72-76$ лет в последние 6—8 лет происходит увеличение σ_{r_0} (см. табл. 1) и уменьшение P . Некоторое повышение вероятности $P[\sigma_{r_0} = 0]$ при увеличении объема выборки от 40 до 52—54 лет и затем резкое снижение этой вероятности говорит о том, что в общем отдельные значения $R(\tau)$, вошедшие в σ_{r_0} , достаточно значимы, однако при коротких рядах $n < 54$ лет большое влияние могут оказывать ошибки расчетов, резко снижающиеся затем с увеличением n .

a)



b)



б)

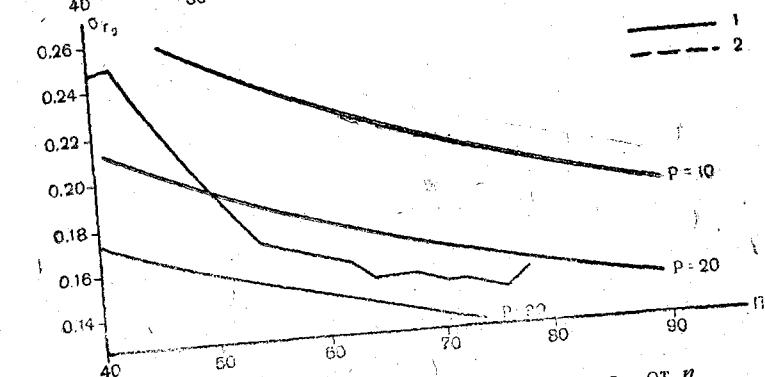


Рис. 1. Осредненные зависимости σ_{r_1} , σ_{r_0} , σ_{r_2} от n .
Пунктир—менее надежные данные.

Рассмотрим теперь, не может ли быть уменьшение вероятности $P[\sigma_{r_0}=0]$ с увеличением n объяснено значимостью двух первых членов корреляционной функции ($\tau=1 \div 2$ года), т. е. следствием того, что исследуемые ряды стока являются, допустим, простыми марковскими цепями. Действительно, в этом случае вероятность $P[\sigma_{r_0}=0]$ также должна понижаться с увеличением n .

Наиболее просто ответ на этот вопрос может быть получен сопоставлением средних квадратических отклонений первой σ_{r_1} и второй σ_{r_2} частей корреляционной функции (рис. 1, б, в). Как видно, до периода 52—54 лет $\sigma_{r_1} > \sigma_{r_2}$. Затем величины σ_{r_1} и σ_{r_2} при всех увеличениях периода наблюдений практически равны,

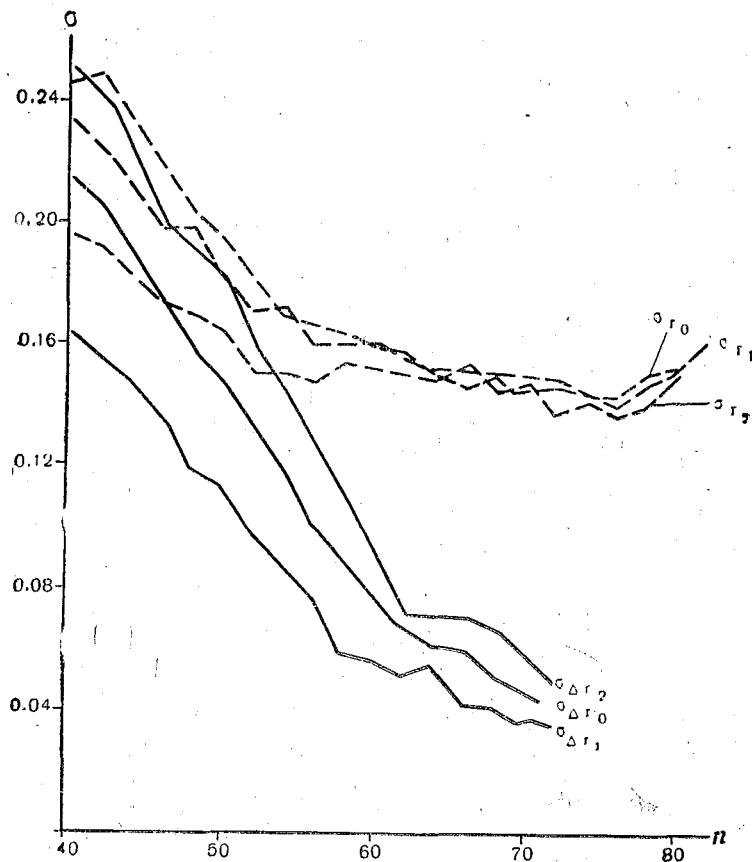


Рис. 2. Совмещенные графики осредненных зависимостей $\sigma_{r_0}, \sigma_{r_1}, \sigma_{r_2}$ и $\sigma_{\Delta r_0}, \sigma_{\Delta r_1}, \sigma_{\Delta r_2}$ от n

т. е. значимость коэффициентов корреляции в первой и второй частях корреляционных функций одинакова. Отсюда уменьшение $P[\sigma_{r_0} = 0]$ является следствием достоверности $R(\tau)$ при разных значениях τ , а не только $\tau=1 \div 2$ годам.

Проанализируем теперь устойчивость значений корреляционной функции в зависимости от продолжительности периода наблюдений n . Для анализа используем средние квадратические отклонения выборочных корреляционных функций ($n < N$) σ_{r_0} , σ_{r_1} , σ_{r_2} от корреляционной функции всего ряда наблюдений.

На рис. 2 совмещены осредненные зависимости $\bar{\sigma}_0 = f(n)$ и $\bar{\sigma}_{\Delta r_0} = f(n)$. При периоде в 40 лет $\sigma_{r_0} = 0,196$, $\sigma_{\Delta r_0} = 0,164$, т. е. ошибка расчетов σ_{r_0} по периоду в 40 лет относительно $R(\tau)$ всего ряда наблюдений составляет в среднем 84%; критерий случайности, равный отношению дисперсии ошибки расчета $D_{\Delta r_0}$ к дисперсии исходной корреляционной функции D_{r_0} .

$$\delta = -\frac{D_{\Delta r_0}}{D_{r_0}} = 0,705.$$

Однако уже при $n=50$ годам

$$\delta = -\frac{(0,112)^2}{(0,164)^2} = 0,46.$$

Если принять значение $R(\tau)$, рассчитанное по периоду в 50 лет, за прогноз действительного значения корреляционных функций, то согласно известного требования $\delta \leq 0,64$ прогноз оказался бы удовлетворительным. Наконец, при $n=60$ годам

$$\delta = -\frac{(0,054)^2}{(0,152)^2} = (0,36)^2 = 0,13$$

и при $n=70$ годам

$$\delta = -\frac{0,036}{0,146} = (0,25)^2 = 0,06.$$

Но при $n=70$ годам для десяти из исследуемых рядов разница $N-n$ составляет лишь 2–4 года. Поэтому проанализируем отдельно величину $\sigma_{\Delta r}$ для продолжительных рядов наблюдений ($n = 84 \div 119$ лет) — всего 7 рядов. Среднее значение $\sigma_{\Delta r_0}$ ($n=70$ лет) равно 0,054, $\sigma_{r_0} = 0,14$:

$$\delta = -\frac{(0,054)^2}{(0,14)^2} = (0,38)^2 = 0,14.$$

Таким образом, значения $R(\tau)$, рассчитанные по разному периоду n , достаточно устойчивы; и для приближенных оценок, например оценок цикличности, может использоваться ряд с периодом $n > 50$ лет. Для более точных расчетов, например для прогнозов стока, минимальное значение n должно составить уже больше 60 лет.

В заключение оценим устойчивость значений корреляционных функций среднего годового стока в первой ($\tau = 1 \div 15$) и второй ($\tau = 16 \div 30$) частях. С этой целью на рис. 2 представлена изменение фактических величин средних по всем рядам $\sigma_{\Delta r_0}$, $\bar{\sigma}_{\Delta r_1}$, $\sigma_{\Delta r_2}$, в зависимости от расчетного периода n . Как и следовало ожидать, значения $\bar{\sigma}_{\Delta r}$ быстро уменьшаются с увеличением n , что объясняется повышением точности расчета $R(\tau)$ за счет увеличения объема выборки и нарастанием общей информации в результате приближения n к N . Последнее существенно снижает эффективность сопоставления величин $\sigma_{\Delta r}$ и не позволяет перейти к количественным оценкам. Однако в данном случае достаточно отметить только следующие обстоятельства.

Начиная с $n \geq 54$ года средние значения σ_r , как всей корреляционной функции, так и отдельных ее частей в значительной степени стабилизируются и изменения их при дальнейшем увеличении n незначительны. В то же время величины $\sigma_{\Delta r}$ и при $n \geq 54$ года продолжают резко уменьшаться. Следует отметить, что уменьшение $\sigma_{\Delta r}$ во второй части корреляционной функции происходит сильнее, чем в первой, и при периоде в 60—70 лет значения $\sigma_{\Delta r}$ обеих частей корреляционной функции становятся практически равными, составляя соответственно 26 и 33% от σ_r .

Выравнивание практической точности расчетов и устойчивости во времени значений первой и второй части корреляционной функции с увеличением расчетного периода можно подтвердить и сопоставлением $\sigma_{\Delta r}$ по периодам в 40 и 50 лет за различные календарные сроки (рис. 3). Очевидно, что во все календарные сроки точность расчетов второй части корреляционной функции при увеличении расчетного периода n на 10 лет повышается много больше, чем первой. Таким образом, в результате выполненной работы получены следующие выводы.

С увеличением периода наблюдений величина отдельных значений корреляционных функций рядов среднего годового стока, оцениваемая по σ_{r_0} , уменьшается. Однако это уменьшение происходит только при увеличении объема выборки до 50—60 членов. При дальнейшем увеличении объема выборки значения σ_{r_0} изменяются незначительно, причем не исключено и их возрастание.

Достаточно значимое отличие σ_{r_0} от нуля объясняется выраженностью значений корреляционной функции как при $\tau=1 \div 2$ года, так и при больших значениях τ .

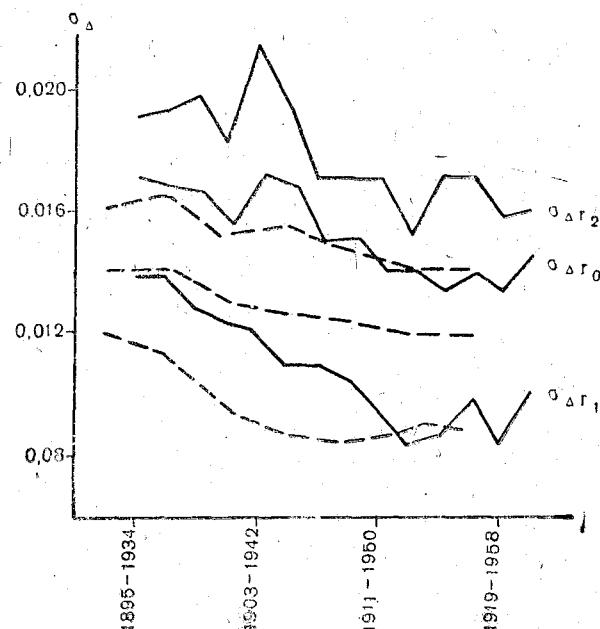


Рис. 3. Осредненные зависимости $\sigma_{\Delta r_0}$, $\sigma_{\Delta r_1}$, $\sigma_{\Delta r_2}$ от календарных сроков (период 40 и 50 лет)

При периоде наблюдений, большем или равном 50 годам, корреляционная функция достаточно точно отражает генеральную корреляционную функцию и может использоваться для оценки общего характера цикличности. При периоде, большем 60 лет, корреляционная функция может применяться уже для более точных расчетов, например для прогнозов стока.

Ошибка расчета корреляционной функции по сравнению с генеральными значениями при периоде в 60—70 лет для различных ее частей примерно одинакова, что, по-видимому, объясняется большей устойчивостью циклов с большим периодом колебаний.

ЛИТЕРАТУРА

- Алехин Ю. М. Множественное линейное экстраполирование макропроцессов (динамико-статистический метод прогнозирования). Труды ЛГМИ, вып. 28, 1968.

2. Алексин Ю. М., Гвоздева В. Г. Усовершенствованный способ моделирования рядов годового стока с учетом их спектрального состава. Труды ЛГМИ, вып. 35, 1969.
3. Водноэнергетические расчеты методом Монте-Карло. Изд-во «Энергия», М., 1969.
4. Гвоздева В. Г. Функции спектральной плотности рядов наблюдений и опыт применения их для анализа цикличности годового стока рек ЕТС. Труды ЛГМИ, вып. 35, 1969.
5. Дружинин И. П., Коноваленко З. П., Кукушкина В. П. и Хамьянова Н. В. Речной сток и геофизические процессы. Изд-во «Наука», М., 1966.
6. Калинин Г. П., Давыдова А. И. Циклические колебания стока рек северного полушария. Сб. «Проблемы речного стока». Изд-во МГУ, 1968.
7. Сванидзе Г. Г. Основы расчета регулирования речного стока методом Монте-Карло. Изд-во «Мецниереба», Тбилиси, 1964.
8. Смирнов Н. В., Дунин-Барковский И. В. Курс теории вероятностей и математической статистики. Изд-во «Наука», М., 1969.
9. Шелутко В. А. Методика построения условных кривых обеспеченности с учетом водности ближайшего периода. Труды ЛГМИ, вып. 35, 1969.
10. Шелутко В. А. Приведение стока к расчетному периоду с учетом внутренней корреляционной связи. Труды ЛГМИ, вып. 30, 1968.

B. A. Шелутко

СВЕРХДОЛГОСРОЧНЫЙ ПРОГНОЗ ДАТ ЛЕДОВЫХ ЯВЛЕНИЙ В БАССЕЙНЕ р. ЛЕНЫ

Введение

Максимальная заблаговременность существующих методов прогноза дат ледовых явлений [2] по р. Лене составляет 30—40 дней. Для многих практически важных целей, например планирование объема перевозок, такая заблаговременность недостаточна.

В настоящей работе предпринята попытка сверхдолгосрочного прогноза дат ледовых явлений с заблаговременностью 1 год. Для этого использовался динамико-статистический метод прогнозирования геофизических макропроцессов Ю. М. Алехина, расчетная часть которого основана на теории множественной корреляции [1]. Все расчеты и обработка материалов выполнены инженером Н. И. Семеновой на ЭЦВМ «Раздан-II» по программе, составленной в ЛГМИ.

1. Исходные данные

В работе использовались материалы наблюдений за ледовыми явлениями в бассейне р. Лены в 10 пунктах. Девять из них сравнительно равномерно распределены по длине р. Лены и лишь один находится на притоке Лены — р. Вилой (рис. 1). Из материалов наблюдений в каждом пункте выбирались четыре календарных ряда: дат вскрытия, очищения от льда, начала густого ледохода, наступления ледостава.

Продолжительность наблюдений колеблется от 70 до 34 лет (табл. 1). При этом по пяти из десяти пунктов она меньше 50 лет, т. е. меньше, чем необходимо для использования динамико-статистического метода. Кроме того, в большинстве из выбранных рядов наблюдений имелись пропуски в 1 год и более. Эти пропуски восстанавливались по графикам связи с аналогом. Восста-

новление можно считать достаточно надежным, так как коэффициенты корреляции связи приводимого ряда с аналогом во всех случаях превышали 0,7—0,8.

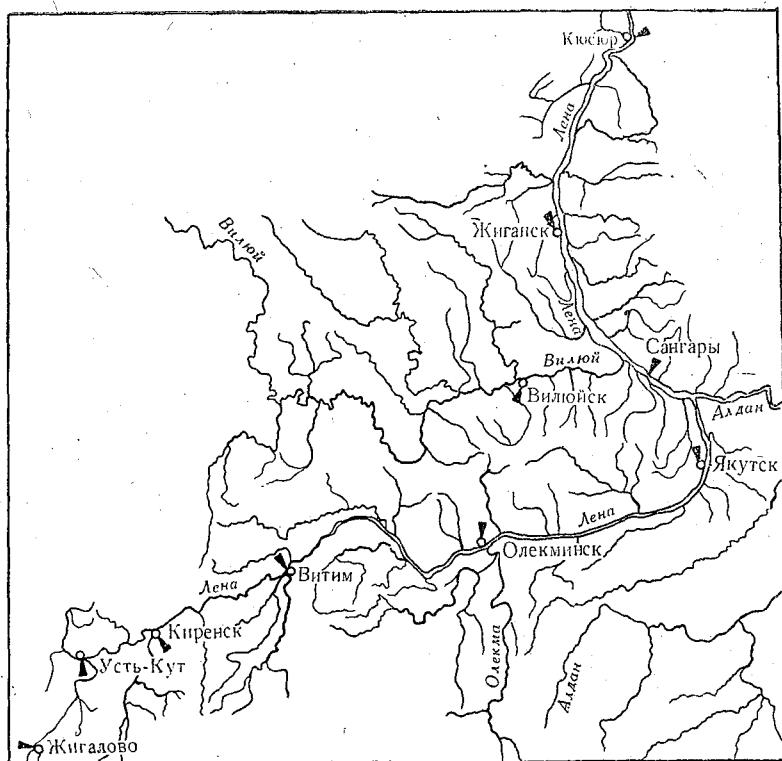


Рис. 1. Схема бассейна р. Лены

При анализе материалов необходимо было иметь в виду также некоторую неоднородность рядов наблюдений, связанную, главным образом, с различным типом регистрации ледовых явлений в различные периоды времени.

Недостаточная продолжительность рядов наблюдений и их неоднородность, наличие пропусков в значительной степени затруднили испытание метода прогноза и в некоторой степени ухудшили результаты его применения.

По длине р. Лены от Жигалово до Кюсюр ранние даты вскрытия колеблются от 16 апреля до 21 мая, поздние — от 14 мая до 13 июня и средние — от 30 апреля до 3 июня (табл. 1).

Характерные даты ледовых явлений и средняя многолетняя

Река — пункт	Период наблюдений	Число лет наблюдений	Дата вскрытия			
			сред- няя	ран- няя	позд- няя	A
Лена — Жигалово	1912—1969	58	30/IV	17/IV	14/V	27
Лена — Усть-Кут	1901—1969	69	4/V	16/IV	16/V	30
Лена — Киренск	1899—1969	71	10/V	27/IV	23/V	26
Лена — Витим	1899—1969	71	12/V	27/IV	23/V	26
Лена — Олекминск	1926—1969	38	17/V	2/V	25/V	23
Лена — Якутск	1900—1969	70	21/V	7/V	29/V	22
Лена — Сангары	1933—1969	37	22/V	12/V	1/VI	20
Лена — Кюсюр	1934—1969	36	3/VI	21/V	13/VI	23
Лена — Жиганск	1935—1969	35	26/V	16/V	5/VI	20
Вилой — Вилюйск	1929—1969	41	19/V	4/V	2/VI	29

Таким образом, вскрытие р. Лены происходит в среднем за период 35 дней. По отдельным пунктам амплитуда (A) дат вскрытия от ранней до поздней колеблется от 20 до 30 дней.

Ранние даты очищения от льда изменяются по длине р. Лены от 21 апреля до 3 июня, поздние — от 16 мая до 22 июня, средние — от 6 мая до 12 июня. Очищение р. Лены от льда на всем протяжении до п. Кюсюр происходит в среднем примерно за 33 дня. Амплитуда колебания дат очищения от льда по отдельным пунктам колеблется от 19 до 32 дней.

Начало густого осеннего ледохода в ранние сроки по длине р. Лены происходит от 1 до 11 октября, поздние — от 26 октября до 13 ноября, средние — от 14 до 24 октября. Таким образом, густой осенний ледоход начинается на всем протяжении р. Лены в среднем за 11—13 дней. Амплитуда колебаний дат начала его по отдельным створам колеблется от 22 до 40 дней. Необходимо отметить, что даты начала густого осеннего ледохода наиболее неустойчивы и неоднородны по качеству наблюдений.

Ранние даты начала ледостава по длине р. Лены колеблются от 6 октября до 3 ноября, поздние — от 5 ноября до 1 декабря, средние — от 23 октября до 13 ноября. Продолжительность периода начала ледостава по всей длине р. Лены в среднем составляет

Таблица 1

продолжительность периода навигации

Дата очищения от льда				Дата начала густого ледохода				Дата ледостава			
сред- няя	ран- няя	позд- няя	A	сред- няя	ран- няя	позд- няя	A	сред- няя	ран- няя	позд- няя	A
6/V	21/IV	16/V	25	22/X	11/X	9/XI	30	9/XI	18/X	28/XI	41
11/V	21/IV	23/V	32	23/X	9/X	10/XI	32	4/XI	21/X	17/XI	27
12/V	30/IV	25/V	25	20/X	1/X	4/XI	35	27/X	12/X	28/XI	47
18/V	1/V	2/VI	32	23/X	4/X	13/XI	39	13/XI	31/X	1/XII	31
25/V	10/V	3/VI	24	24/X	9/X	11/XII	33	10/XI	3/XI	19/XI	17
29/V	10/V	6/VI	27	19/X	4/X	12/XI	30	2/XI	11/X	11/XI	30
	11/V	7/VI		18/X	9/X	1/XI	22	2/XI	6/X	11/XI	36
12/VI	3/VI	22/VI	19	14/X	3/X	26/X	23	23/X	14/X	5/XI	21
3/VI	21/V	11/VI	21	19/X	4/X	1/XI	28	1/XI	25/X	11/XI	18
14/V	8/V	6/VI	29	8/X	1/X	27/X	26	28/X	20/X	6/XI	30

ляет около 22 дней. Амплитуда дат начала ледостава по отдельным пунктам в отдельные годы колеблется от 17 до 47 дней.

В заключение следует заметить, что амплитуда колебаний дат начала ледовых явлений зависит не только от климатических факторов, но и непосредственно от продолжительности периода наблюдений, по более коротким рядам они всегда меньше. Таким образом, даты начала весенних и осенних ледовых явлений, оказывающие серьезное влияние на хозяйственную жизнь края, колеблются во времени и по длине р. Лены в очень широких пределах.

В связи с этим естественной является постановка задачи о сверхдолгосрочном прогнозе этих дат. Однако, как известно, в настоящее время, за исключением динамико-статистического метода, в гидрологии нет конкретных, реализованных в практике предложений по сверхдолгосрочному прогнозу геофизических процессов с заблаговременностью 1 год.

2. Основные положения динамико-статистического метода прогноза

Принципиальная сущность динамико-статистического метода прогноза, предложенного проф. Ю. М. Алехиным в 1961 г., заключается в представлении о том, что сложные природные ма-

кропроцессы формируются очень большим числом факторов и поэтому являются вероятностными процессами общего типа. По мнению автора метода это объясняется тем, что при большом числе элементов случайности их равнодействующая будет представлена величиной, подверженной флуктуациям циклического характера. При этом устойчивость цикличности ряда в значительной степени зависит от массы, объема элементов случайностей. Исходя из этого, применение метода Ю. М. Алехина рекомендуется к объектам природы, характеризуемым большим масштабом, т. е. к макропроцессам.

Колебания таких процессов во времени должны быть в некоторой степени взаимосвязаны. Эта взаимосвязь описывается корреляционной функцией. Достаточная выраженност по амплитуде и циклический характер корреляционных функций позволяют предполагать корреляционную взаимосвязь временных рядов при широком диапазоне сдвигов.

Одним из главных условий применения динамико-статистического метода являются конкретные требования к статистической структуре ряда: к виду и устойчивости корреляционных функций. Вычисление ее производится по равенству

$$R(\tau) = \frac{1}{\sigma_t \sigma_{t-\tau}} M[q(t) q(t-\tau)], \quad (1)$$

где σ_t и $\sigma_{t-\tau}$ — средние квадратические отклонения ряда соответственно в период от начала наблюдений до $N-\tau$ и в период от τ до конца наблюдений; N — период наблюдений; $q(t)$ и $q(t-\tau)$ — значения рассматриваемого ряда в отклонениях от нормы; τ — величина сдвига.

Методика расчетов по динамико-статистическому методу прогнозов, разработанная Ю. М. Алехиным, является одним из сложных и трудоемких вариантов использования множественной корреляции [2]. Проведение этих расчетов практически невозможно без ЭЦВМ.

Расчет основывается на учете внутренних закономерностей развития прогнозируемого элемента путем использования линейного равенства

$$\begin{aligned} q_{t+m-1} &= \kappa_{m,1} q_{t-1} + \kappa_{m,2} q_{t-2} + \dots + \kappa_{m,n} q_{t-n} = \\ &= \sum_{\tau=1}^n \kappa_m(\tau) q(t-\tau), \end{aligned} \quad (2)$$

где $q_{t-1}, q_{t-2}, \dots, q_{t-n}$ — члены временного ряда макроявления за предшествующие годы наблюдений; q_{t+m-1} — экстраполированный (спрогнозированный) член ряда с заблаговременностью m лет; $\kappa_{m,1}, \kappa_{m,2}, \dots, \kappa_{m,n}$ — оптимальные коэффициенты линейного экстраполирования с заблаговременностью T (последова-

тельность коэффициентов $\kappa_m(\tau)$, $\tau=1, 2, \dots$ именуется в дальнейшем оператором или функцией экстраполирования ряда $q(t)$ с заблаговременностью m .

Число членов n (число лет предыстории) в уравнении (2) устанавливается в настоящее время опытным путем и доходит до 15—30. Вычисление функции экстраполирования $\kappa_m(\tau)$ производится путем решения системы уравнений вида

$$\left. \begin{array}{l} \kappa_1 R_0 + \kappa_2 R_1 + \dots + \kappa_n R_{n-1} = R_m, \\ \kappa_1 R_1 + \kappa_2 R_0 + \dots + \kappa_n R_{n-2} = R_{m+1}, \\ \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \\ \kappa_1 R_{n-1} + \kappa_2 R_{n-2} + \dots + \kappa_n R_0 = R_{m+n-1} \end{array} \right\} \quad (3)$$

методом Гаусса.

По результатам расчета $\kappa_m(\tau)$ для различных n дается прогноз исследуемых величин и выбираются оптимальные коэффициенты экстраполирования при оптимальном периоде. В основу выбора оптимального числа членов функции экстраполирования n положено представление об общих или сводных корреляционных функциях, дающих теоретическую оценку максимально возможной точности экстраполирования.

Общая корреляционная функция, описывающая распределение интегральной коррелятивной связи любого данного члена ряда с n предшествующими, представляет из себя последовательность значений общих или сводных коэффициентов корреляции $R_m(n)$, определяемых по равенству

$$R_m(n) = \sqrt{1 - \frac{D_n^{(m)}}{D_{n-1}^{(m)}}}, \quad (4)$$

где $D_n^{(m)}$ — определитель квадратной матрицы с $n+m$ столбцами, построенный по значениям корреляционной функции $R(\tau)$; $D_{n-1}^{(m)}$ — главный минор этого определителя.

В настоящей работе для оценки $n_{\text{опт}}$ были использованы:

- 1) последовательность эмпирических коэффициентов корреляции между фактическими и спрогнозированными членами ряда при различном n ;
- 2) последовательности значений критерия случайности

$$\delta_n = \frac{D_{\Delta q}(n)}{D_q(n)},$$

где $D_{\Delta q}(n)$ и $D_q(n)$ — соответственно дисперсии ошибок прогноза и дисперсии фактического ряда при различных n .

Величина критерия случайности изменяется от 1 и больше — для непрогнозируемого данным методом ряда и до 0 — при абсолютно точном прогнозе. Фактически, если $\delta \leq 0,64$, то ряд прогнозируется удовлетворительно. Для достаточно продолжительных стационарных рядов $R = \sqrt{1 - \delta}$. Однако для коротких рядов, когда $\sum_1^m \Delta q$ (m — период поверочных прогнозов) значительно отличается от нуля, величина δ может быть больше 1.

Предварительно количественная оценка равенства (2) производится с помощью специального параметра, названного периодом средней корреляционной функции (2)

$$t_R = 2 \frac{\tau_{\text{посл}} - \tau_1}{N-1}, \quad (5)$$

где $\tau_{\text{посл}}$ и τ_1 — абсциссы соответственно последней и первой точек пересечения горизонтальной оси средней в поле вычисленных значений кривой $R(\tau)$; N — общее число точек пересечения или касания этой кривой горизонтальной линии. При $t_R \geq 6$ применение динамико-статистического метода, как правило, бывает успешным.

3. Разработка прогнозов

Для разработки прогнозов сроков начала ледовых явлений по календарным рядам D_i дат вскрытия, очищения от льда, начала густого ледохода и установления ледостава каждого из названных выше створов рассчитывались отклонения дат данного года от наиболее ранней даты наступления рассматриваемого явления за весь период наблюдений D : $\Delta D_i = D_i - D$.

По рядам ΔD вычислялись средние значения $\bar{\Delta D}$ и отклонения от средних d_i : $d_i = \Delta D_i - \bar{\Delta D}$.

По полученным таким образом расчетным рядам d для всех целочисленных значений τ от 1 до 30 вычислялись корреляционные функции $R(\tau)$. При этом равенство (1) представлялось в виде

$$R(\tau) = \frac{\sum_{i=1}^{N-\tau} (d_i - \bar{d}_1)(d_{i+\tau} - \bar{d}_{\tau})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{N-\tau} (d_i - \bar{d}_1)^2 \sum_{i=1}^{N-\tau} (d_{i+\tau} - \bar{d}_{\tau})}}, \quad (6)$$

где \bar{d}_1 , \bar{d}_{τ} — соответственно средние значения ряда d от первого до $(N-\tau)$ -го члена и от $(1+\tau)$ -го до N -го члена; N — общее число членов ряда; τ — сдвиг в виде, более удобном для машинного решения.

Таблица 2

Оценка поверочных прогнозов

Река—пункт	Вскрытие				Свободно				Густой ледоход				Ледостав			
	<i>m</i>	<i>R</i>	δ	$P_m, \%$	<i>m</i>	<i>R</i>	δ	$P_m, \%$	<i>m</i>	<i>R</i>	δ	$P_m, \%$	<i>m</i>	<i>R</i>	δ	$P_m, \%$
Лена—Жигалово .	30	0,83	0,34	89	31	0,80	0,38	82	30	0,83	0,35	93	30	0,58	0,68-	82
Лена—Усть-Кут .	39	0,05	0,61	82	38	0,60	0,63	87	39	0,53	0,73	74	39	0,55	0,75	74
Лена—Киренск .	41	0,62	0,63	83	41	0,59	0,65	78	51	0,62	0,62	88	41	0,65	0,57	85
Лена—Витим . .	29	0,56	0,69	80	30	0,62	0,63	78	30	0,68	0,54	90	45	0,60	0,64	80
Лена—Олекминск	26	0,83	0,34	89	22	0,78	0,46	95	21	0,76	0,50	78	22	0,61	0,63	78
Лена—Якутск . .	30	0,70	0,52	78	32	0,62	0,62	84	48	0,70	0,51	91	40	0,66	0,57	95
Лена—Сангары .	20	0,81	0,45	75	21	0,85	0,30	92	20	0,76	0,46	91	23	0,74	0,56	94
Лена—Жиганск .	17	0,77	0,41	100	21	0,85	0,30	92	23	0,71	0,50	71	20	0,89	0,22	83
Лена—Кюсюр . .	26	0,94	0,27	90	15	0,77	0,42	85	15	0,81	0,61	93	25	0,79	0,49	81
Вилой—Вилюйск	24	0,79	0,45	82	25	0,75	0,45	94	24	0,70	0,55	63	25	0,79	0,38	76

Результаты расчетов корреляционных функций по рядам, превышающим 60 лет, представлены в табл. 2.

Наибольшее значение $\tau = 30$ выбрано, исходя из следующих соображений: во-первых, имеющаяся длительность рядов не позволяет рассчитать корреляционную функцию при больших значениях τ с достаточной точностью; во-вторых, как показал имеющийся опыт прогнозов на следующий год, включение большего числа членов уже не дает уточнений.

По полю точек значений корреляционной функции строился график $R(\tau)$ в виде средней плавной кривой (рис. 2). Из анализа графиков $R(\tau)$ следует, что внутренняя взаимосвязь рядов d_i характеризуется небольшими коэффициентами корреляции, по абсолютной величине не превышающими 0,2—0,3. На первый взгляд, это вообще ставит под сомнение реальность внутренней взаимосвязанности рассматриваемых рядов. Проанализируем, однако, некоторые дополнительные обстоятельства. Прежде всего, нельзя не отметить, что расчетные точки на графиках корреляционных функций располагаются около однотипных для всех рядов средних линий, не совпадающих в общем случае с осями абсцисс. Затем средний период корреляционных функций, определяемый по равенству (5) для всех расчетных рядов, по которым в дальнейшем дается прогноз, оказался равным или большим 5 лет.

Все это говорит о том, что распределение вычисленных значений корреляционных функций по оси абсцисс носит периодический характер — одинаковый знак коэффициентов корреляции для нескольких значений τ подряд сменяется затем другим знаком. В целом рассчитанные значения t_R и расположение точек на графиках свидетельствует о широкой скоррелированности по τ анализируемых рядов и, следовательно, о математической и физической обоснованности равенства (2). Величины же отдельных коэффициентов корреляции, входящих в корреляционную функцию, колеблющиеся в сравнительно малых пределах, показывают лишь, что определенность каждого последующего члена ряда по отношению к какому-либо одному предыдущему, находящемуся на расстоянии в τ лет, действительно незначительна. Однако суммарная определенность этого члена ряда по отношению к группе предыдущих, оцениваемая по сводной корреляционной функции R_n уже значительно больше и достигает 0,7—0,9.

Исходя из этого, по корреляционным функциям каждого ряда рассчитывались функции экстраполирования $k(\tau)$ при числе членов функции от 1 до 30. Затем по всем функциям экстраполирования по равенству (2) давались поверочные (зависимые) прогнозы.

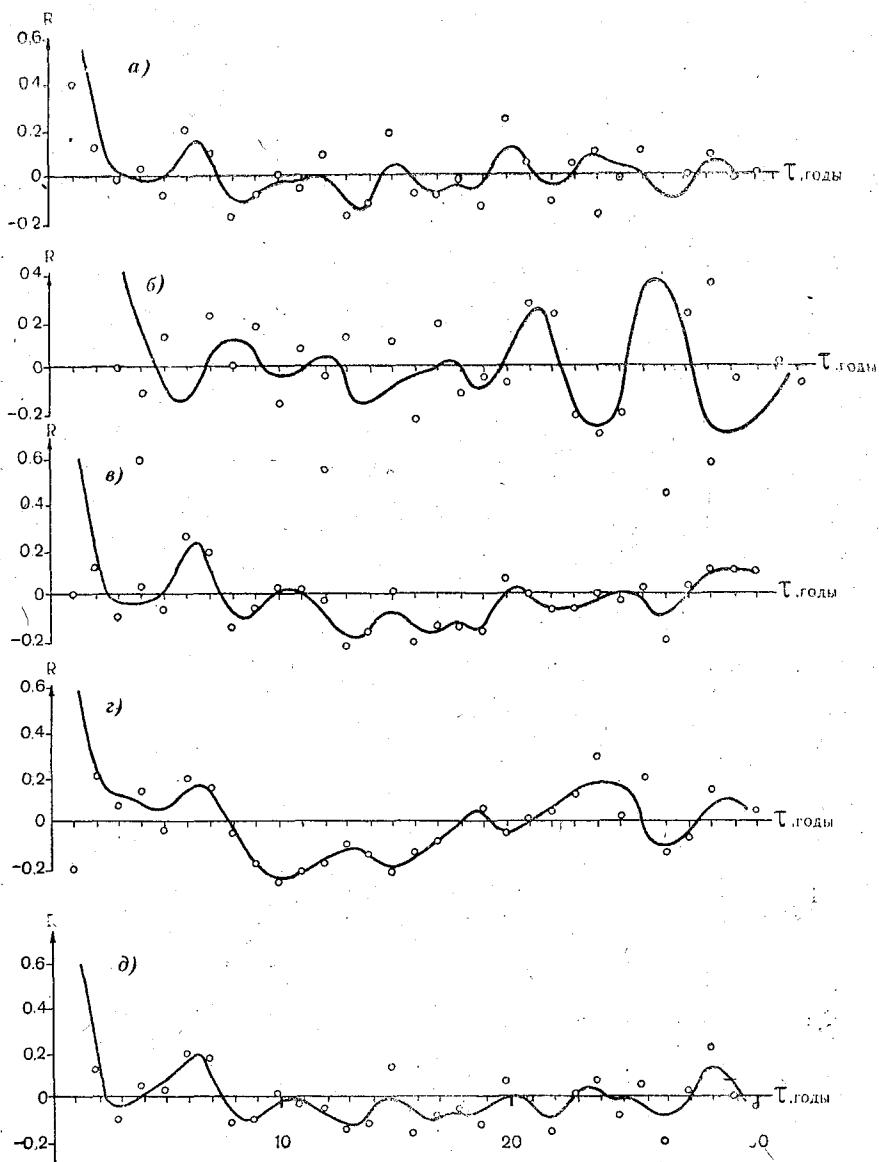
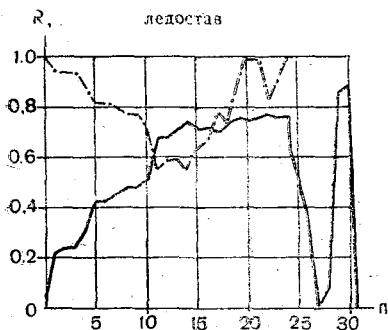
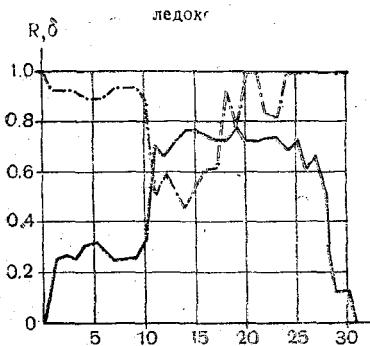
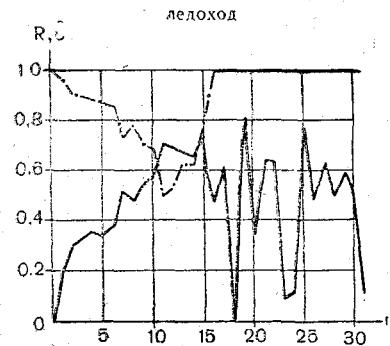


Рис. 2. Корреляционные функции дат вскрытия.
а—Усть-Кут; б—Жиганск; в—Киренск; г—Жигалово; д—Витим

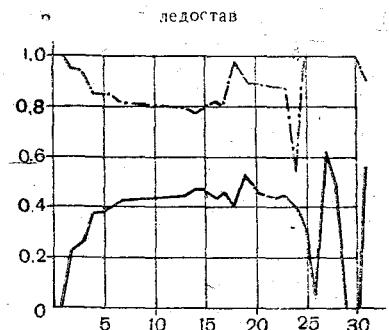
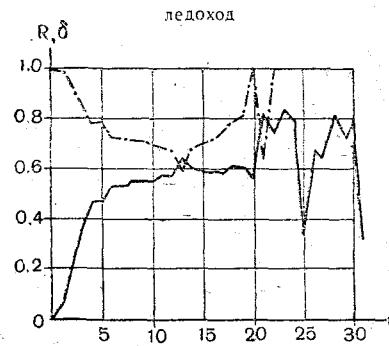
р. Лена - п. Сангари



р. Лена - п. Жиганск



р. Лена - п. Кюсюр

Рис. 3. Графики зависимости $R = f(\tau)$ (пунктир), $\delta = f(\tau)$ (сплошная).

Оптимальные значения n и функций экстраполирования выбирались по наибольшим коэффициентам корреляции связи фактических и прогнозируемых значений $Rd_{\text{факт}}$ $Rd_{\text{прогн.}}$. Всего по каждому ряду отбиралось 3 варианта расчетов. Для отсева случайных вариантов производилось построение графиков $R=f(n)$ и $\delta=\frac{D_\Delta}{Dd_{\text{факт}}}=f(n)$ (рис. 3). Если максимумы R и минимумы δ не совпадали по n с приемлемой точностью или не согласовывались с предшествующими и последующими значениями, то они считались случайными и во внимание не принимались.

В последующем из трех оптимальных вариантов расчета выбиралось лучшее $n_{\text{опт}}$ путем сравнения критериев случайности и величин обеспеченности поверочных прогнозов

$$P = \frac{N - m}{N} \cdot 100, \quad (7)$$

где N — число поверочных прогнозов по данному ряду; m — число неудовлетворительных прогнозов, т. е. прогнозов с ошибкой Δ , превышающей 20% природной амплитуды колебаний рассматриваемой величины.

Результаты общей оценки поверочных прогнозов дат начала ледовых явлений по оптимальному для каждого календарного ряда варианту представлены в табл. 3, из данных которой следует, что точность прогнозов с заблаговременностью 1 год по изложенной методике характеризуется коэффициентом корреляции предсказанных и фактических дат R от 0,53 до 0,94 и критерием случайности от 0,27 до 0,75. Если исходить из основного требования [3] для оценки применимости методики прогноза по данному ряду явлений: $\left(\frac{s}{\sigma}\right)^2 = \delta < 0,64$ и $R > 0,60$, то оказывается,

что для 35 рядов из 40 методика дала удовлетворительные результаты и может быть использована в оперативной практике.

Из данных табл. 3 также следует, что точность прогнозов динамико-статистическим методом неодинакова по отдельным видам ледовых явлений. Более точными они являются для дат вскрытия и очищения реки от льда. Необходимо также отметить общее повышение точности прогнозов с юга на север (или с верховья к низовью).

На рис. 4 по некоторым рядам представлены прогнозируемые и фактические даты начала ледовых явлений. Как следует из сопоставления этих величин, поверочные прогнозы достаточно точно описывают фактический ход изменений рассматриваемых явлений.

Таблица 3

Оценка независимых прогнозов на 1969 и 1970 гг.

Река — пункт	1969 г.						1970 г.					
	Д а т а		Погрешность допустимая	% допустимой погрешности	Д а т а		Погрешность допустимая	% допустимой погрешности				
	предсказанный	фактическая			абсолютная	погрешности	предсказанный	фактическая	абсолютная	погрешности	предсказанный	фактическая
В с к ры т и е												
Лена — Жигалово . . .	5/V	6/V	5	1	20	2/V	3/V	5	1	20		
Лена — Усть-Кут . . .	10/V	11/V	6	1	17	4/V	7/V	6	3	50		
Лена — Киренск . . .	16/V	19/V	5	3	60	10/V	11/V	5	1	20		
Лена — Витим . . .	16/V	20/V	4	4	100	12/V	11/V	4	1	25		
Лена — Олекминск . . .	27/V	25/V	5	2	20	13/V	9/V	5	6	120*		
Лена — Якутск . . .	23/V	27/V	4	1	25	16/V	22/V	4	6	150*		
Лена — Сайгары . . .	24/V	28/V	4	4	100	25/V	27/V	4	2	50		
Лена — Жиганск . . .	27/V	31/V	4	4	100	28/V	30/V	4	2	50		
Лена — Кюсюр . . .	6/VI	8/VI	5	2	20	5/VI	8/VI	5	3	60		
Вилюй — Вилюйск . . .	26/V	29/V	6	3	50	18/V	21/V	6	3	50		
О чи ще н и е от льда												
Лена — Жигалово . . .	9/V	12/V	5	3	60	3/V	4/V	5	1	20		
Лена — Усть-Кут . . .	18/V	16/V	6	2	34	13/V	15/V	6	2	33		
Лена — Витим . . .	16/V	10/V	6	6	100	25/V	25/V	5	0	0		
Лена — Олекминск . . .	5/VI	2/VI	5	3	60	31/V	28/V	6	3	50		
Лена — Якутск . . .	29/V	4/VI	6	6	100							

10*	Лена — Жиганск . . .	5/VI	7/VI	4
	Лена — Кюсюр . . .	10/VI	10/VI	4
	Вилой — Вилюйск . . .	27/V	28/V	6
На	Лена — Жигалово . . .	27/X	22/X	6
	Лена — Киренск . . .	24/X	26/X	7
	Лена — Витим . . .	16/X	25/X	6
	Лена — Олекминск . . .	11/X	11/X	7
	Лена — Якутск . . .	13/X	12/X	8
	Лена — Сангары . . .	13/X	10/X	4
	Лена — Жиганск . . .	15/X	10/X	6
	Лена — Кюсюр . . .	13/X	11/X	5
	Вилой — Вилюйск . . .	—	—	—
	Лена — Жигалово . . .	5/XI	5/XI	8
11	Лена — Киренск . . .	28/X	30/X	9
	Лена — Витим . . .	10/XI	11/XI	6
	Лена — Олекминск . . .	8/XI	3/XI	3
	Лена — Якутск . . .	4/XI	2/XI	6
	Лена — Сангары . . .	1/XI	1/XI	7
	Лена — Жиганск . . .	1/XI	31/X	4
	Лена — Кюсюр . . .	17/X	15/X	4
	Вилой — Вилюйск . . .	18/X	14/X	6

* Неудовлетворительные прогнозы.

2	50	5/VII	5/VI	4	0	0
0	0	13/V	12/VI	4	1	25
1	17	20/V	25/V	6	5	83

ч а л о г у с т о г о л е д о х о д а

6	100	28/X	3/XI	6	6	100
2	29	14/X	12/X	7	2	34
9	150*	27/X	2/XI	6	45	83
0	0	28/X	2/XI	7	5	71
1	12	12/X	24/X	8	12	150*
3	75	23/X	16/X	4	7	175*
5	83	16/X	15/X	6	1	16
2	40	11/X	14/X	5	3	60
—	—	—	—	—	—	—

Начало ледостава

0	0	10/XI	15/XI	8	5	62
2	22	21/X	13/X	9	8	89
1	17	9/XI	12/XI	6	3	50
5	167*	7/XI	8/XI	3	1	33
2	35	2/XI	27/X	6	6	100
0	0	29/X	28/X	7	1	14
1	25	28/X	29/X	4	1	25
2	50	20/X	19/X	4	1	25
4	68	20/X	15/X	6	5	84

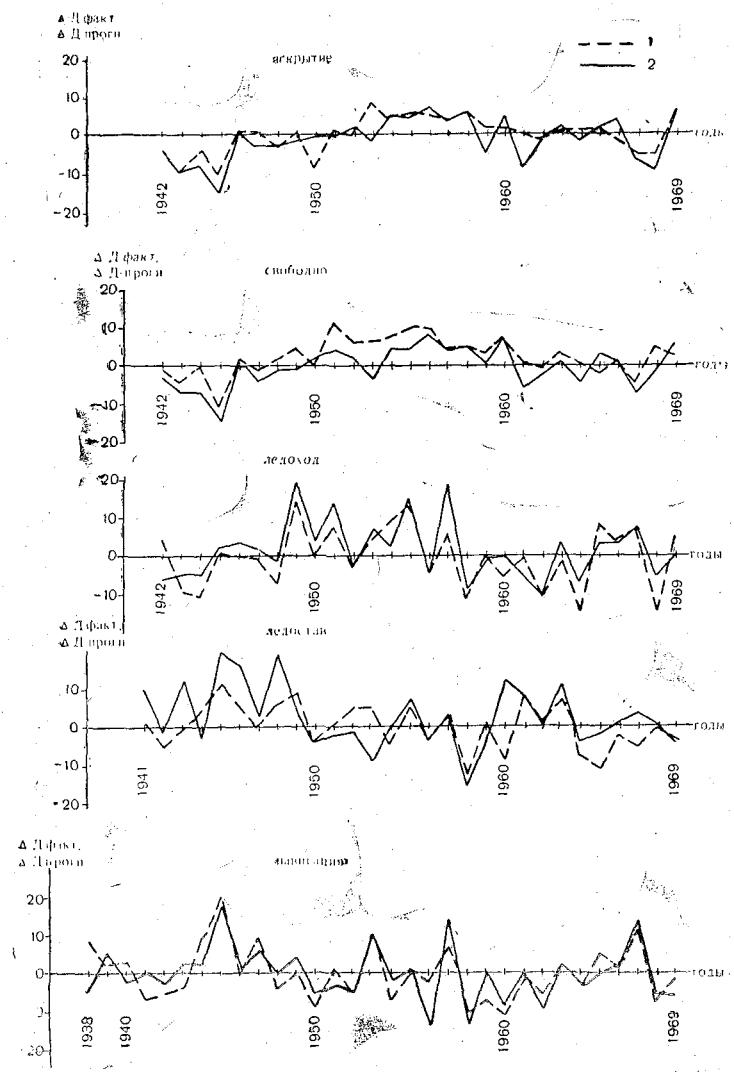


Рис. 4. Прогнозируемые (1) и фактические (2) даты начала ледовых явлений (р. Лена — Жигалово)

Конечным этапом проверки эффективности прогнозов каждого данного явления было составление независимых прогнозов на 1969 и 1970 год. (Под независимыми прогнозами в данном случае понимаются прогнозы на год, не вошедший в расчет коэффициентов экстраполяции). Прогнозы на 1970 год выполнялись по заявке Центрального научно-исследовательского института экономики и эксплуатации водного транспорта (ЦНИИЭВТ) и заблаговременно высыпались заказчику.

Из 35 независимых прогнозов на 1969 год неудовлетворительными оказались только 2, т. е. обеспеченность прогнозов

$$P = \frac{35 - 2}{35} \cdot 100 = 94\%.$$

Из 34 оперативных прогнозов на 1970 год, отправленных заказчику, неудовлетворительными оказались 4, т. е. обеспеченность их

$$P = \frac{34 - 4}{34} \cdot 100 = 88\%.$$

ЛИТЕРАТУРА

1. Алехин Ю. М. Множественное линейное экстраполирование макропроцессов (динамико-статистический метод прогнозирования). Труды ЛГМИ, вып. 28, 1968.
2. Ефремова Н. Д. Опыт применения разложения метеорологических полей по полиномам Чебышева для прогноза вскрытия рек (на примере Верхней Лены). Труды ГМЦ, вып. 40, 1969.
3. Руководство по гидрологическим прогнозам, вып. 4. Гидрометеоиздат, Л., 1963.

Л. Н. Догановская

КОРРЕЛЯТИВНЫЙ АНАЛИЗ СВЯЗИ ВОДНОСТИ РЕК СЕВЕРА И ЦЕНТРА ЕТС С ПОКАЗАТЕЛЯМИ АТМОСФЕРНОЙ ЦИРКУЛЯЦИИ И СОЛНЕЧНОЙ АКТИВНОСТИ

Вопрос о взаимодействии атмосферы и гидросфера давно привлекает внимание ученых. Решению этой проблемы посвящен ряд работ, например [1, 2, 6, 7], в которых обоснована очевидная связь водного режима рек с процессами, происходящими на Солнце и в атмосфере. Выяснению закономерности связи водности рек севера и центра ЕТС с атмосферными процессами и с солнечной активностью посвящена данная работа.

Исходными данными работы послужили многолетние ряды годового стока рек, список которых приведен в табл. 1.

При исследовании связи водности рек с атмосферными процессами и солнечной активностью были использованы следующие показатели и индексы:

- 1) числа солнечных пятен Вольфа (V) продолжительностью с 1847 по 1962 гг. [7];
- 2) числа дней в году с западным, восточным и меридиональным типами циркуляции Вангенгейма (W, E, C) с 1891 по 1962 гг. [5];
- 3) дифференциальный индекс циркуляции Вительса (I_d) с 1900 по 1962 гг. [3].

Методика исследований (частично изложенная в [4]) заключалась в коррелировании осредненных стоковых рядов и осредненных рядов показателей циркуляции и солнечной активности по скользящим T -леткам, причем T принимало только четные значения ($T=2, 4, 6, \dots$), т. е. для каждого из этих периодов осреднения производилось вычисление коэффициентов корреляции между осредненными рядами стока и показателя циркуляции атмосферы по зависимости вида

Таблица 1

Река — пункт	Площадь водосбора, тыс. км ²	Период наблюдений
Нева — Петрокрепость	281	1859—1962
Буокса — ГЭС	62,4	1847—1962
Волхов — ГЭС	79,8	1881—1962
Свирь — Мятусово	66,1	1882—1962
Сухона — Рабаньга	15,9	1880—1962
Северная Двина — Усть-Пинега	350	1882—1962
Печора — Усть-Щугор	67,5	1914—1962
Вента — Абава	11	1898—1962
Западная Двина — Даугавпилс	64,6	1881—1962
Западная Двина — Витебск	27,3	1877—1962
Неман — Смалининкай	81,2	1812—1962
Ока — Калуга	54,9	1882—1962
Ока — Муром	188	1882—1962
Волга — Старицы	21,1	1891—1962
Волга — Ярославль	154	1881—1955
Волга — Вязовые	629	1903—1958
Унжа — Макарьев	18,5	1896—1962
Вятка — Киров	48,3	1878—1962
Кама — Пермь	168	1881—1962
Белая — Уфа	100	1882—1962
Волга — Куйбышев	1210	1882—1959

$$Q_{t+T} = f(I_{t+T}),$$

где Q_{t+T} — осредненный расход воды за период T лет от t -го года; I_{t+T} — осредненный показатель атмосферной циркуляции за период T лет от t -го года; T — период осреднения.

Вычисление коэффициентов корреляции производилось при длине осредненных рядов не менее 10 членов. По результатам вычислений были построены графики эффективности осреднения для каждой реки по всем четырем показателям циркуляции W , E , C , I_d и солнечной активности V (рис. 2—5). На оси абсцисс отложены периоды осреднения T , а на оси ординат — коэффициенты корреляции r при разных периодах осреднения.

Исходя из предварительного анализа динамики скоррелированности водности рек с показателями циркуляции и солнечной активности при различных периодах осреднения, вся исследуемая территория была разбита на четыре района. Каждый район охватывает пункты, где динамика скоррелированности однотипна, что говорит об однородности связи стока с атмосферными процессами внутри каждого района (рис. 1).

I район охватывает реки севера и северо-запада ЕТС; все реки текут на север или на запад в Финский залив.

Ко II району относятся реки запада ЕТС; сюда вошли посты на Западной Двине, Венте и Немане.

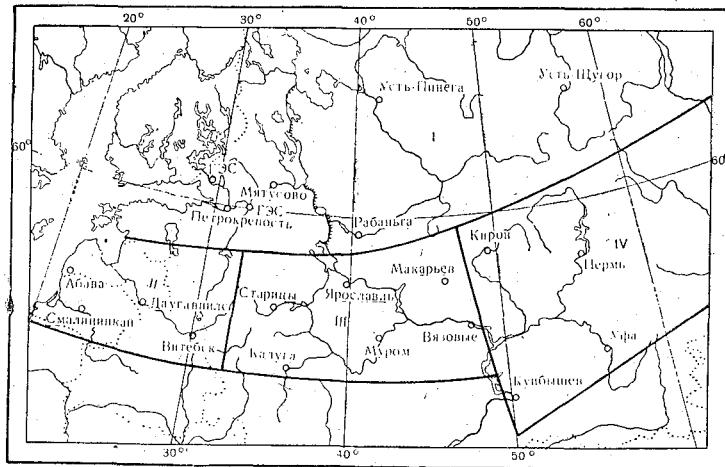


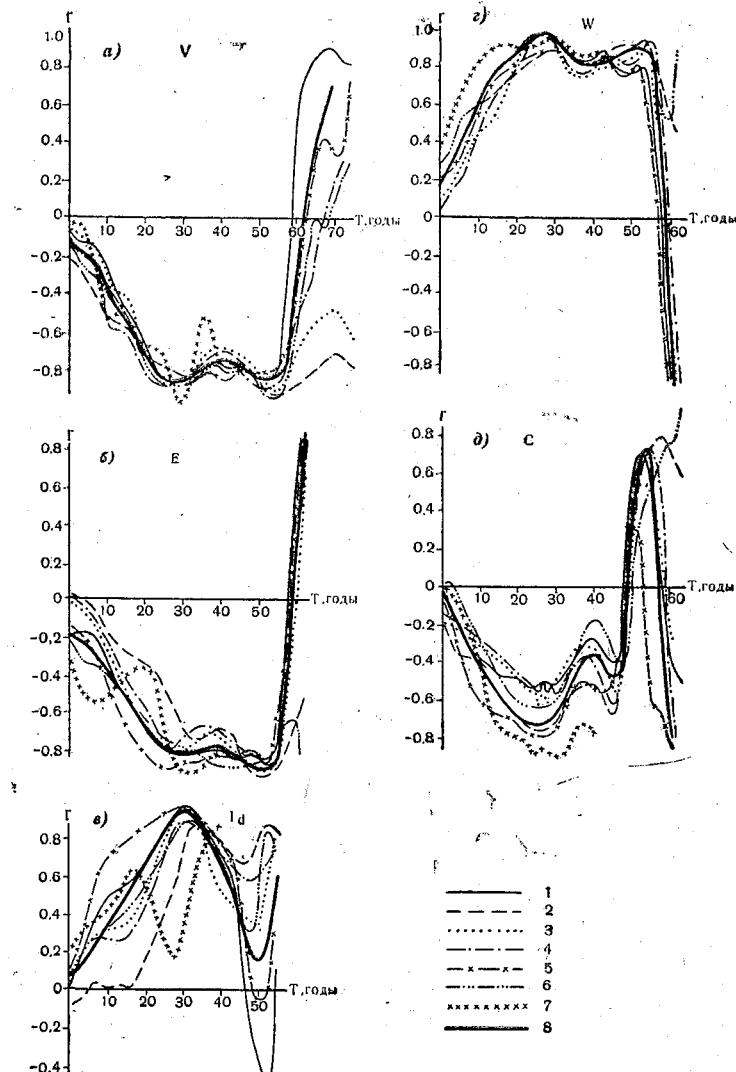
Рис. 1. Карта районирования рек севера и центра ЕТС.
ГЭС на реках Вуокса и Волхов

III район располагается в центре ЕТС и включает бассейны рек Оки и Верхней Волги.

В IV район вошли посты в бассейне Камы и в районе Средней Волги.

Теперь коротко остановимся на характеристике скоррелированности атмосферных процессов с водностью рек в каждом районе.

Динамика скоррелированности стока рек I района с солнечной активностью и восточным типом атмосферной циркуляции Вангенгейма носит отрицательный характер (рис. 2, а, б). Высокие коэффициенты корреляции, т. е. те случаи, когда r превышает значения $\pm 0,75$, наблюдаются при периоде осреднения, равном 20—22 года, и сохраняются при последующем осреднении до периода, равного 58—60 лет. Резкое снижение величин r происходит при дальнейшем осреднении, а при $T=60 \div 62$ года и более коэффициент корреляции может достичь нуля и даже поменять знак на обратный. При этом после дальнейшего осреднения снова может достичь высоких величин, но уже в области положительных значений. Например: на р. Волхов—ГЭС при $T=64 \div 72$ года коэффициент корреляции равен 0,8—0,9.



Дис. 2. Эффективность осреднения стоковых рядов и рядов показателей циркуляции атмосферы (I район).

1 — р. Вотхов—ГЭС; 2 — р. Вуокса—ГЭС; 3 — р. Нева—Петрокрепость; 4 — р. Свирь—Мятусово; 5 — р. Сухона—Рабаньга; 6 — р. Северная Двина—Усть-Пинега; 7 — р. Печора—Усть-Щугор; 8 — типовая кривая

Водность рек I района с меридиональным типом циркуляций имеет также обратную связь (рис. 2, ∂). Однако, как видно из рисунка, количество повышенных коэффициентов корреляции здесь значительно меньше, чем при коррелировании с V и Е. Только на трех реках, начиная с периода осреднения 22—24 года (Вуокса—ГЭС, Сухона—п. Рабаньга), а на р. Печоре—п. Усть-Щугор — с $T=16$ лет появляются r больше — 0,75, но уже при $T=30$ лет и соответственно на р. Печоре при $T=36$ лет коэффициенты корреляции уменьшаются и при $T=50$ лет меняют знак на обратный. При этом r может достичь высоких величин как в области положительных значений (р. Северная Двина — п. Усть-Пинега), так и, сменив при дальнейшем осреднении снова знак на обратный, в области отрицательных величин (например, р. Сухона — п. Рабаньга). А водность р. Волхов на посту ГЭС при коррелировании с С не обнаруживает ни одного коэффициента корреляции выше $\pm 0,75$ ни при одном периоде осреднения.

Водность рек I района с западным типом атмосферной циркуляции Вангенгейма обнаруживает положительную связь (рис. 2, g). Высокие коэффициенты корреляции появляются уже при осреднении по 10—14 лет. Затем при дальнейшем осреднении знак связи меняется на обратный и при $T=62$ года в некоторых случаях r может достичь высоких величин.

Скоррелированность водности северных рек с дифференциальным индексом циркуляции Вительса носит более сложный характер. Сохраняя при увеличении периода осреднения в основном положительные значения, коэффициенты корреляции при $T=22 \div 42$ года достигают высоких величин (рис. 2, v). Оптимальным периодом осреднения здесь можно считать 30 лет. И только при связи водности р. Сухоны (п. Рабаньга) с I_a при $T=14 \div 40$ лет сохраняются высокие коэффициенты корреляции.

Динамика скоррелированности водности рек со всеми показателями циркуляции во II районе по характеру связей несколько отличается от I района (рис. 3, a, b, v, g, ∂). Повышенных коэффициентов корреляции здесь не так много, как в I районе. Ход коэффициентов корреляции при связи стока с V и Е при сохранении преобладающего отрицательного знака связи весьма разноречив. При связи водности рек II района с солнечной активностью только р. Вента (п. Абава) имеет повышенные r при $T=26 \div 32$ года в области отрицательных значений. При коррелировании стока остальных постов с V $r \geq 0,75$ появляется только после смены знака на противоположный и при $T=52$ и более лет. Хотя связь водности рек II района с Е носит преимущественно отрицательный характер, высокие коэффициенты корреляции в области отрицательных величин наблюдаются только у двух постов: Абава (р. Вента) и Витебск (р. Западная Двина).

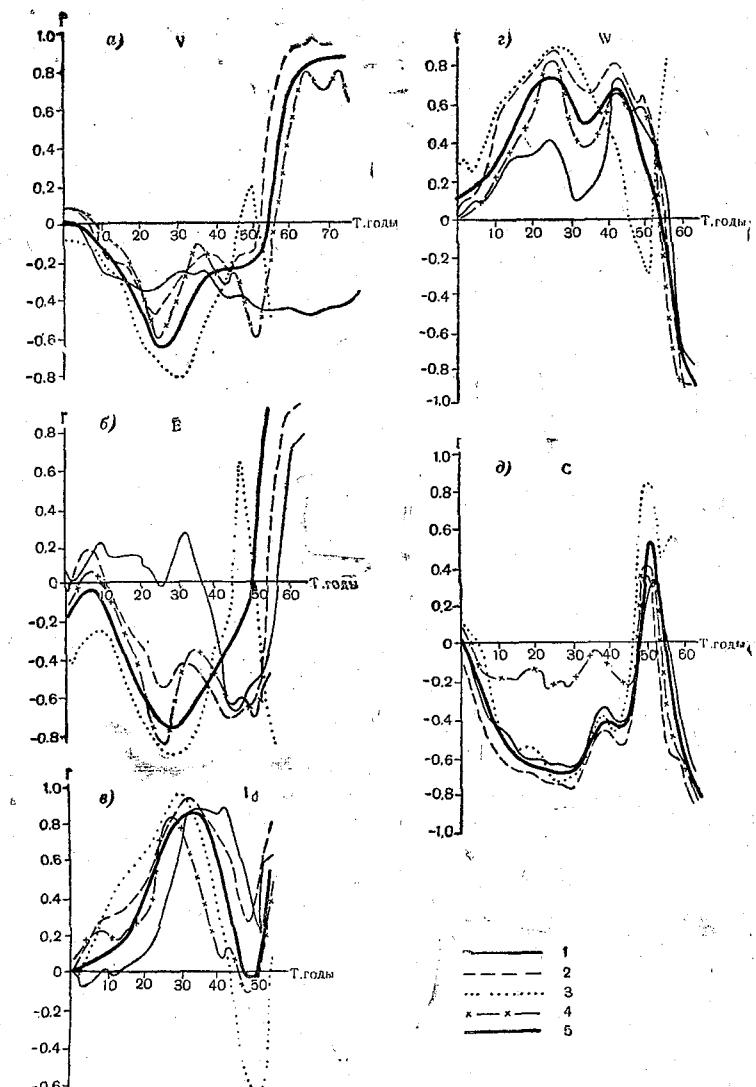


Рис. 3. То же, что на рис. 2 для II района.
 1—р. Неман—Смалинникай; 2—р. Западная Двина—Даугавпилс; 3—р. Вента—
 Абава; 4—р. Западная Двина—Витебск; 5—типовая кривая

Связь водности остальных постов с Е имеет высокие r только при осреднении по 52 года и более и при смене знака связи на положительный.

Скоррелированность стока рек II района с меридиональным типом циркуляции носит довольно однотипный характер. Однако высоких коэффициентов корреляции здесь очень немного. Только при связи водности р. Западной Двины (п. Даугавпилс) с С и осреднении по 28 лет наблюдается высокий коэффициент корреляции, равный $-0,8$. При дальнейшем осреднении коэффициенты корреляции уменьшаются и при $T=46 \div 48$ лет снижаются до нуля и далее переходят в область положительных значений. При $T=52 \div 54$ года r снова переходит через нуль в область отрицательных величин и при дальнейшем осреднении увеличивается до значения выше $-0,75$.

Водность рек II района с западным типом циркуляции и с дифференциальным индексом Вительса I_d при начальных периодах осреднения коррелируется положительно (рис. 3, в, г), достигая максимума при периоде осреднения примерно 30 лет. При дальнейшем осреднении рядов стока и западного типа циркуляции происходит некоторый спад величины r , а затем новое возрастание и возникновение второго максимума при $T=44$ года. Последующее осреднение рядов стока и дифференциального индекса циркуляций ведет к убыванию r до $0,28$ (при $T=50$ лет) и затем снова к возрастанию величины r , опять же в области положительных значений. Однако только водность р. Западной Двины у п. Даугавпилс при связи с I_d имеет вновь высокий коэффициент корреляции при $T=54$ года ($r=0,8$).

III район имеет более сложный характер скоррелированности. Кривые эффективности осреднения менее однотипны (рис. 4, а, б, в, г, д). Особый диссонанс в ход коэффициентов корреляции при связи стока со всеми показателями циркуляции с увеличением периода осреднения вносят два поста: Макарьев на р. Унже и Вязовые на р. Волге. Повторяя в основных чертах ход r на всех постах, на этих двух постах смена знака связи водности с показателями циркуляции происходит уже при $T=38 \div 46$ лет, тогда как на остальных постах знак связи меняется на противоположный при $T=56 \div 60$ лет.

При установлении связи водности рек III района с солнечной активностью и восточным типом циркуляции на большинстве постов повышенные коэффициенты корреляции появляются уже при $T=18 \div 20$ лет и сохраняются до больших периодов осреднения (50—60 лет) в области отрицательных величин (рис. 4, а, б).

Связь стока с меридиональным типом циркуляции на постах III района хотя и носит подобный по знаку характер, но весьма

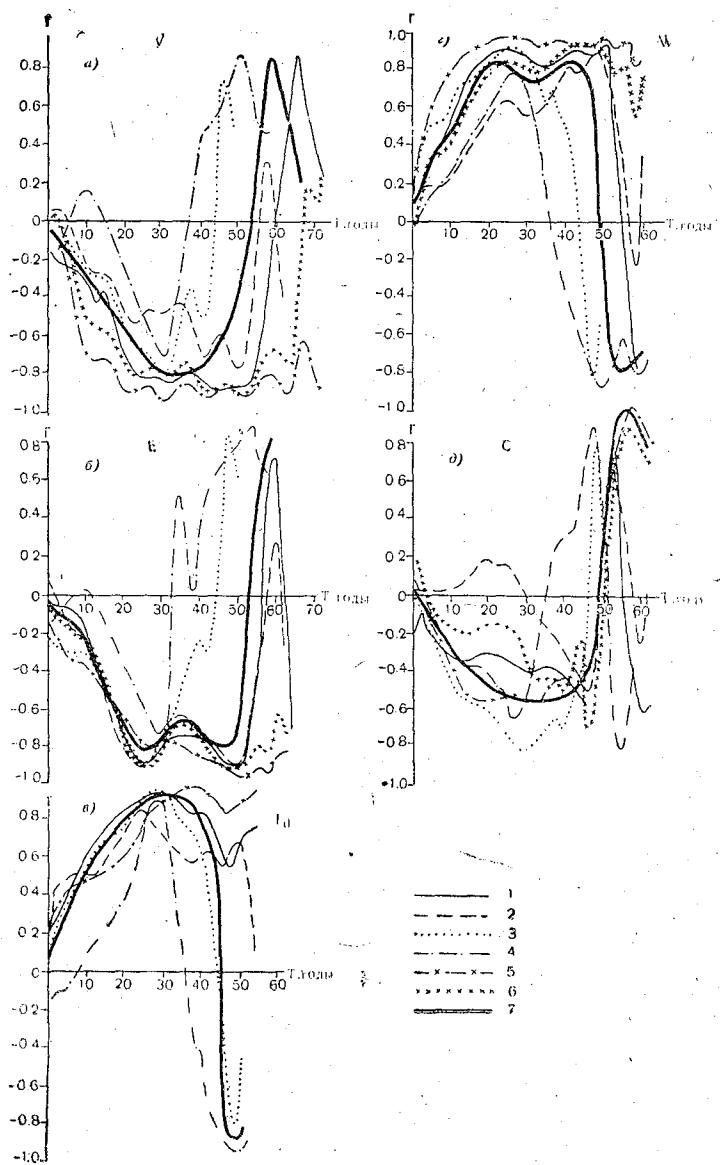


Рис. 4. То же, что на рис. 2 для III района.

1—р. Волга—Ярославль; 2—р. Волга—Старицы; 3—р. Волга—Вязовые; 4—р. Унжа—Макарьев; 5—р. Ока—Муром; 6—р. Ока—Калуга; 7—типовая кривая.

разнородна на всех постах (рис. 4, д), и высокие коэффициенты корреляции наблюдаются после смены знака связи на положительный и только при $T > 50$ лет.

Распределение коэффициентов корреляции при анализе связи водности с западным типом циркуляции и дифференциальным индексом Вительса отличается большей однородностью на всех постах (рис. 4, в, г). Количество высоких коэффициентов корреляции здесь значительно. Характерно наличие $r > 0,75$ при малых периодах осреднения. Так, например, водность поста Муром на р. Оке уже при $T = 10$ лет имеет $r > 0,75$ при связи с западным типом циркуляции и сохраняет высокие значения до конца осреднения.

Скоррелированность водности рек IV района с атмосферными процессами отличается наличием большого числа повышенных коэффициентов корреляции. Особенно это относится к связи с V, Е и W (рис. 5, а, б, в, г, д). Например: водность у п. Киров на р. Вятке хорошо коррелируется со всеми показателями циркуляции, кроме С. Достигая высоких величин уже при $T = 6$ лет (при коррелировании с Е, рис. 5, б) и при $T = 14$ лет (при коррелировании с W и I_d , рис. 5, в, г), коэффициенты корреляции сохраняют высокие значения и при дальнейшем увеличении периода осреднения. На остальных постах количество повышенных r не так велико и наблюдаются они при $T > 30$ лет. Но не все стоковые ряды данного района имеют хорошую связь с атмосферными процессами. На п. Пермь (р. Кама) при связи водности с V, Е и W нет ни одного периода осреднения, при котором коэффициент корреляции был бы более 0,75. И только при связи с С (при $T = 58$ лет) и с I_d (при $T = 54$ года) коэффициенты корреляции превышают значения $\pm 0,75$.

Данное районирование не претендует на исчерпывающее. При большем охвате пунктами наблюдений и более детальном исследовании границы районов могут быть несколько уточнены. Однако основные закономерности распределения коэффициентов корреляции водности рек Севера и Северо-Запада с атмосферными процессами и солнечной активностью выявлены достаточно точно и могут быть приняты за основу при дальнейших разработках. На рис. 2—5 проведены типовые кривые динамики скоррелированности водности рек по всем показателям циркуляции и солнечной активности и затем совмещены на рис. 6 для каждого района в отдельности.

Типовая кривая отражает основные черты динамики скоррелированности водности рек с определенным индексом циркуляции в данном районе и вместе с тем она свободна от случайных особенностей каждой реки. Стрелками на типовых кривых указаны пределы колебаний максимальных коэффициентов корреляции при оптимальном периоде осреднения. Возможность по-

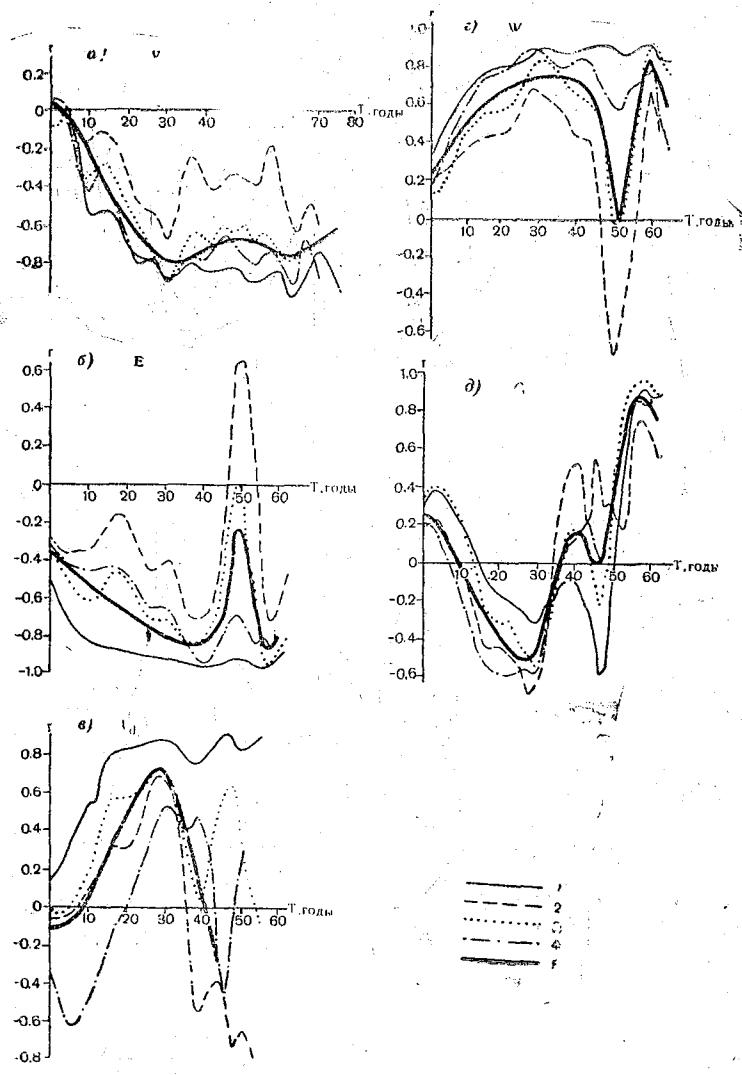


Рис. 5. То же, что на рис. 2 для IV района.
1—р. Вятка—Киров; 2—р. Кама—Пермь; 3—р. Белая—Уфа; 4—р. Волга—
Куйбышев; 5—типовая кривая

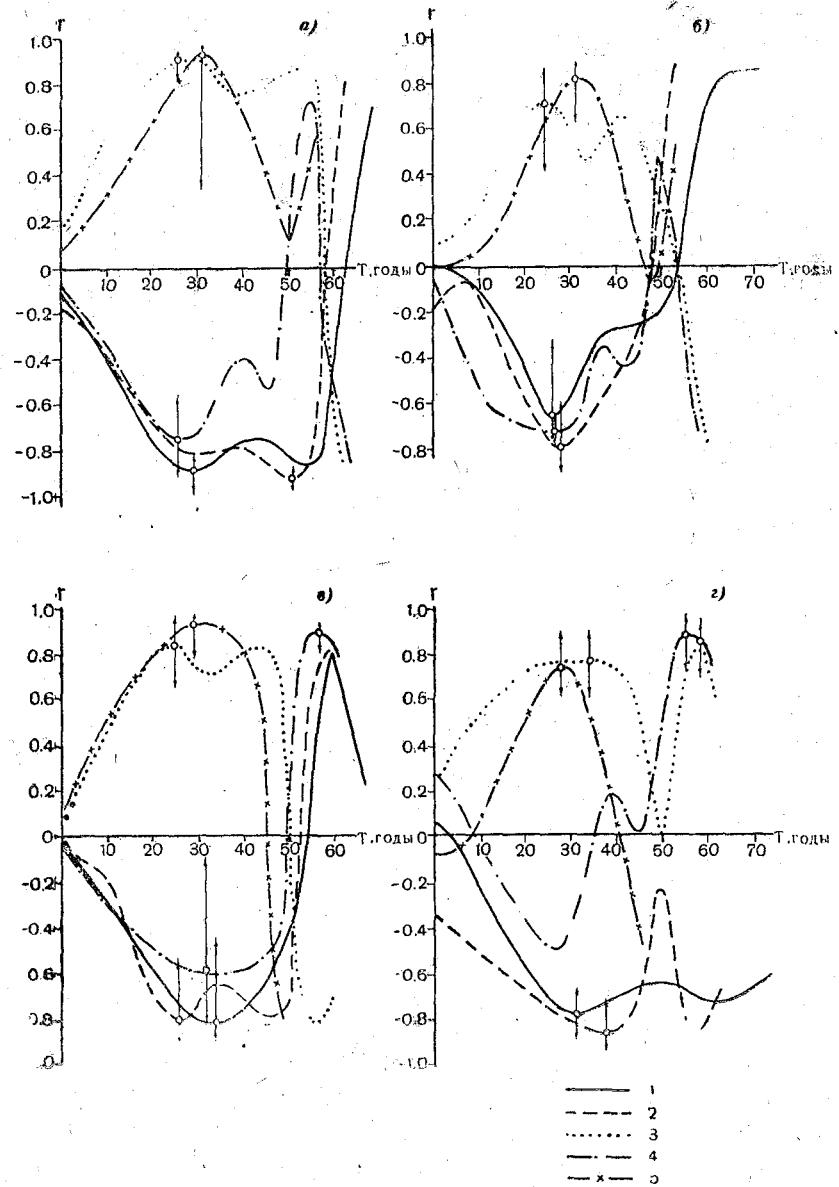


Рис. 6. Типовые кривые эффективности осреднения.
 $\alpha, \delta, \beta, \gamma$ — соответственно I, II, III, IV районы: 1—числа Вольфа; 2—4—восточный, западный и меридиональный типы циркуляции; 5—индекс циркуляции Вительса

строения типовых кривых эффективности осреднения указывает на закономерность и однотипность динамики скоррелированности водности рек севера и центра ЕТС с показателями циркуляции атмосферы и солнечной активностью.

В I районе оптимальным периодом осреднения можно считать 30 лет. Пределы колебаний максимума по всем индексам и показателям циркуляции невелики (не более 20% возможной амплитуды), за исключением дифференциального индекса циркуляции, где максимальные значения r при оптимальном периоде осреднения могут принимать значения от 0,3 до 0,9, что составляет 30% всей амплитуды (рис. 6, а). Типовая кривая скоррелированности стока с восточным типом циркуляции имеет два максимума. Первый максимум наблюдается при осреднении по 30 лет и коэффициенты корреляции колеблются здесь от 0,7 до 0,9; второй максимум превышает первый по величинам коэффициентов корреляции и колеблется в пределах от 0,8 до 0,96 в области отрицательных значений. Оптимальным периодом осреднения в районе второго максимума можно считать 52 года.

Во II районе оптимальным периодом осреднения является период 26—32 года и амплитуда колебаний по всем индексам не превышает 25% (рис. 6, б).

III район отличается значительным разбросом максимальных значений на типовой кривой скоррелированности стока с меридиональным типом циркуляции атмосферы. Здесь можно выделить два максимума: один в области отрицательных значений при оптимальном периоде осреднения 32 года с амплитудой колебаний максимума до 40%; второй — в области положительных величин при оптимальном периоде осреднения 58 лет с амплитудой колебания всего 5%. Отклонения максимумов остальных типовых кривых не превышают 20% (рис. 6, в).

В IV районе типовая кривая скоррелированности стока с западным типом циркуляции имеет два максимума. Первый максимум наблюдается при оптимальном периоде осреднения 28 лет; второй при $T_{opt}=56$ лет. Причем второй максимум превосходит по величине коэффициентов корреляции первый (рис. 6, г). Отклонения максимумов на всех типовых кривых не превышают 20%. Оптимальным периодом осреднения является период около 30 лет, а на типовой кривой меридионального типа циркуляции 56 лет.

В результате изложенного можно считать, что для всех типовых кривых рек Севера и Центра ЕТС и всех показателей циркуляции оптимальным периодом осреднения для получения высоких коэффициентов корреляции является период в 26—30 лет. Следовательно, между водностью исследуемых рек и атмосферными процессами налицо закономерные и однотипные зависимости.

ЛИТЕРАТУРА

1. Белинский Н. А. Использование некоторых особенностей атмосферных процессов для долгосрочных прогнозов. Гидрометеоиздат, Л., 1957.
2. Вительс Л. А. Методика долгосрочного прогноза осадков и речного стока. Гидрометеоиздат, Л., 1955.
3. Вительс Л. А. Характеристики барико-циркуляционного режима. Гидрометеоиздат, Л., 1965.
4. Догановская Л. Н. О коррелированности процессов циркуляции атмосферы и годового стока в северном и северо-восточном районах ЕССР и опыт сверхдолгосрочного прогноза стока. Труды ЛГМИ, вып. 35, 1969.
5. Каталог макросиноптических процессов по классификации Г. Я. Вангенгейма. 1891—1962 гг. Изд: АНИИ, 1964.
6. Кочукова Т. Н. Колебания годового стока рек СССР. Труды ГГИ, вып. 50, 1955.
7. Эйгенсон М. С. Солнце, погода, климат. Гидрометеоиздат, Л., 1963.

СОДЕРЖАНИЕ

Стр.

<i>Догановский А. М., Орлов В. Г., Соловьева Н. Н.</i> Исследование и разработка метода расчета максимального стока на реках бассейна р. Олекмы	3
<i>Усанкин А. А., Шикломанов И. А.</i> Расчет гидрографов дождевых паводков по многосуточным осадкам с использованием электронных моделирующих устройств	34
<i>Догановский А. М., Орлов В. Г.</i> О закономерностях выпадения жидких осадков в бассейнах рек Северо-Восточной Сибири и их расчет	48
<i>Соловьева Н. Н., Соколова Т. А., Усанкин А. А., Шамшина Н. И.</i> Характеристика выдающегося паводка 1970 г. в бассейне р. Тиссы по материалам обследования	61
<i>Галактионов И. И.</i> Анализ закономерностей выпадения жидких осадков и их расчетные характеристики на территории северо-запада ЕТС	80
<i>Алехин Ю. М.</i> Прогноз усиления землетрясений в Калифорнийской сейсмической зоне в 1973 году	99
<i>Петрова М. В.</i> Применение динамико-статистического метода для долгосрочного прогноза влагозапасов в почве	110
<i>Гвоздева В. Г.</i> Комплексная программа прогнозирования на ЭВМ динамико-статистическим методом Ю. М. Алехина	115
<i>Шелутко В. А., Гвоздева В. Г.</i> Анализ достоверности и устойчивости корреляционных функций рядов среднего годового стока рек	124
<i>Шелутко В. А.</i> Сверхдолгосрочный прогноз дат ледовых явлений в бассейне р. Лены	134
<i>Догановская Л. Н.</i> Коррелятивный анализ связи водности рек севера и центра ЕТС с показателями атмосферной циркуляции и солнечной активности	150

Труды ЛГМИ, вып. 47
Вопросы методики расчетов и прогнозов стока
Редактор Ю. П. Андрейков

М-08523 Подписано к печати 20/XII 1972 г. Тираж 500
Объем 10,5 п. л.+5 вклейк. 1 п. л. Бумага 60 × 90¹/₁₆ Цена 1 р. 07 к.
Зак. 170.

УДК 551.482.215.3

Исследование и разработка метода расчета максимального стока на реках бассейна р. Олекмы. Догановский А. М., Орлов В. Г., Соловьев Н. Н. Труды ЛГМИ, 1972, вып. 47, стр. 3—33.

По результатам обработки стационарных материалов наблюдений и специальных полевых обследований в 1969 г. на малых водотоках бассейна р. Олекмы получены рекомендации по расчету максимального стока на реках района. Для расчета на неизученных реках рекомендуются полученные районные эмпирические формулы. В работе приведены необходимые параметры для расчета гидрографов паводков на ЭМУ. Метод расчета предложен для практического использования.

Табл. 7. Илл. 4. Библ. 10.

УДК 518.5+551.482.218.3

Расчет гидрографов дождевых паводков по многосуточным осадкам с использованием электронных моделирующих устройств. Усанкин А. А., Шикломанов И. А. Труды ЛГМИ, 1972, вып. 47, стр. 34—47.

В статье сделана попытка определения многосуточных дождей 1%-ной обеспеченности и их использования для получения расчетных гидрографов на больших водосборах, не имеющих гидрометрических наблюдений. Рассматривается расчет гидрографов на ЭМУ ПР-43 по генетической формуле стока по многосуточным дождям, даются рекомендации по определению всех расчетных параметров. Изложенная схема может быть применена и для расчетов гидрографов любой другой обеспеченности.

Табл. 3. Илл. 5. Библ. 6.

УДК 551.482.215.72

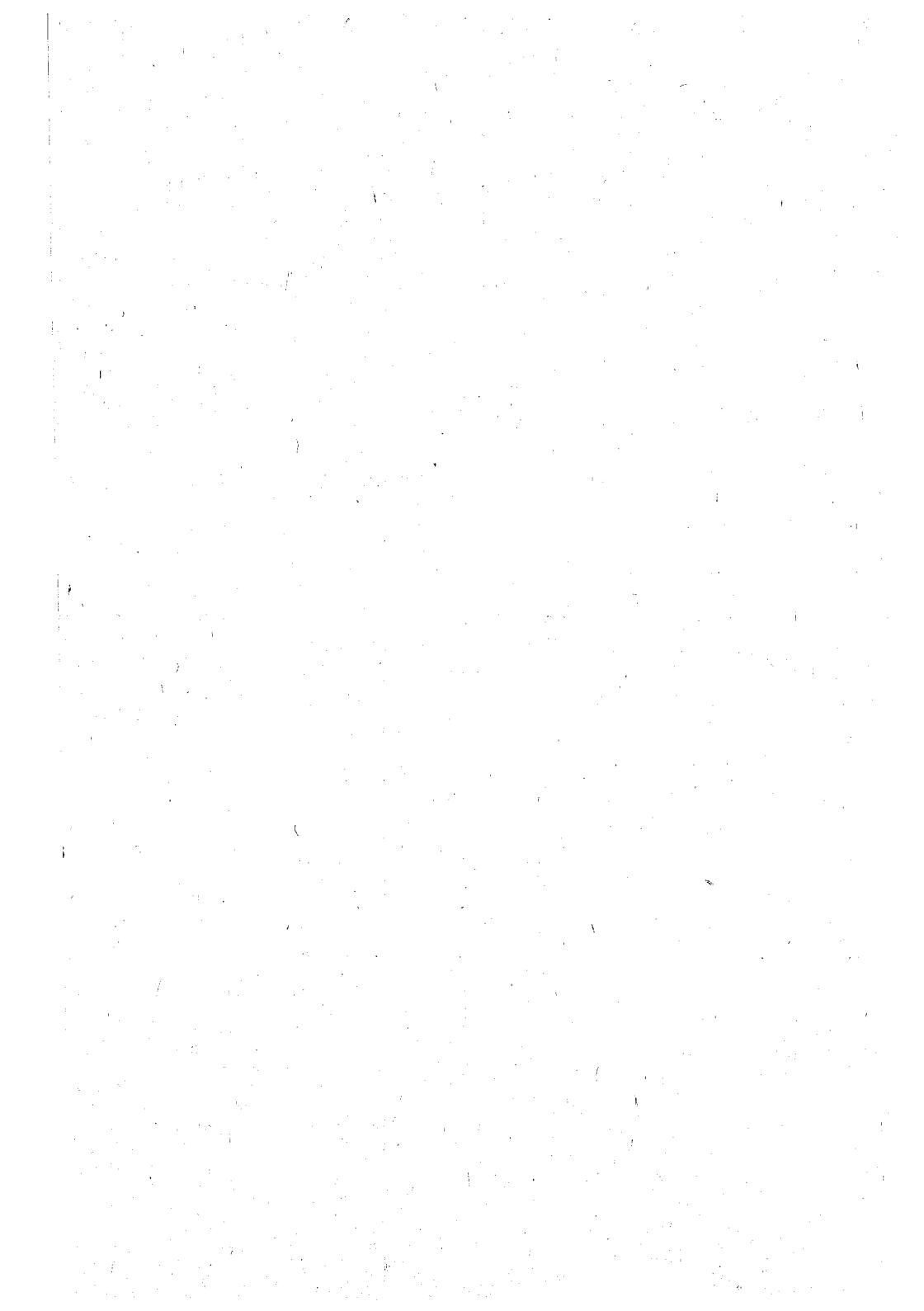
О закономерностях выпадения жидких осадков в бассейнах рек Северо-Восточной Сибири и их расчет. Догановский А. М., Орлов В. Г. Труды ЛГМИ, 1972, вып. 47, стр. 48—60.

Дается анализ дождей и дождевых периодов в бассейнах рек Яны, Индигирки и Колымы. В дождевые периоды, как правило, формируются наибольшие слои осадков и орошаются одновременно площади, превышающие 300—500 тыс. км². В бассейнах рек Колымы и Индигирки дождевые периоды могут достигать 20—25 дней, на Яне — до 10 суток.

Приняв в качестве критерия продолжительность периода, среднее количество осадков и среднюю интенсивность осадков для суточного интервала времени, на рассматриваемой территории выделено шесть районов.

Приводится подробный анализ суточных слоев осадков. Вычислены основные расчетные параметры. Отмечается зависимость коэффициента вариации максимальных суточных слоев, среднесуточных слоев и показателя степени редукции от высоты станции. В результате анализа оказалось возможным дать осредненные расчетные параметры суточных осадков для шести выделенных районов. Для получения этих параметров использован метод районных кривых обеспеченности.

Табл. 1. Илл. 2. Библ. 12.



УДК 551.482.215.3

Характеристика выдающегося паводка 1970 г. в бассейне р. Тиссы по материалам обследования. Соловьева Н. Н., Соколова Т. А., Усанкин А. А., Шамина Н. И. Труды ЛГМИ, 1972, вып. 47, стр. 61—79.

Характеризуются условия формирования майского паводка 1970 г. в бассейне Белой Тиссы, приводятся сведения о максимальных расходах этого паводка, определенных по меткам ГВВ. На основании обработки многолетних рядов наблюдений максимальных расходов по створам гидрометслужбы обеспеченность паводка составляет 1—5 %. По результатам полевого обследования малых водотоков и обработки стационарных материалов наблюдений разработаны рекомендации по определению расчетных максимумов.

Табл. 5. Илл. 3. Библ. 4.

УДК 551.482.215.72

Анализ закономерностей выпадения жидких осадков и их расчетные характеристики на территории северо-запада ЕТС. Галактионов И. И. Труды ЛГМИ, 1972, вып. 47, стр. 80—98.

Для расчетов максимальных расходов дождевых паводков по формулам необходимы обоснованные расчетные величины осадков редкой повторяемости как по отдельным станциям, так и по целым районам. В работе дан анализ распределения жидких осадков во времени и по площади на территории северо-запада ЕТС, приведены наблюденные и расчетные характеристики дождей и дождевых периодов. Произведено районирование территории в зависимости от климатических, орографических и гидрологических условий. Для каждой метеорологической станции всех районов получены параметры формулы

S

$a = \frac{S}{(T + Cy)^n}$. Кроме того, параметр n районирован и принят для каждого района как средневзвешенное из продолжительностей рядов наблюдений каждой станции.

Во второй части статьи дан анализ применимости двух методов расчета осадков по районным редукционным кривым «районной биномиальной кривой» и ГГИ-62. На примере одного района показано, что надежность расчета интенсивности осадков по обоим методам одинакова, а применение одного из них зависит от имеющихся исходных данных местных физико-географических условий и гидрологических потребностей.

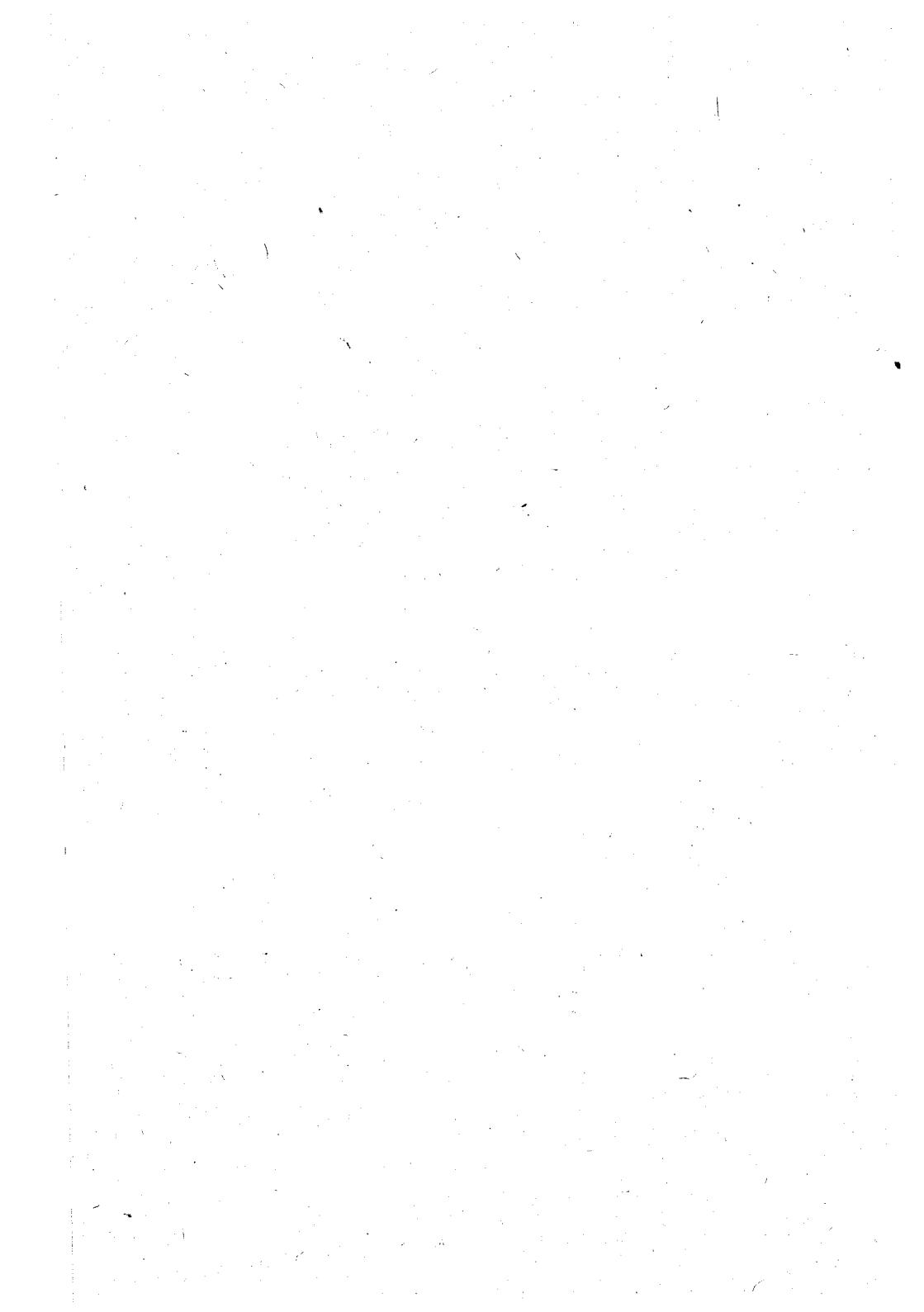
Табл. 6. Илл. 4. Библ. 8.

УДК 519.272+550.343.64

Прогноз усиления землетрясений в Калифорнийской сейсмической зоне в 1973 году. Алексин Ю. М: Труды ЛГМИ, 1972, вып. 47, стр. 99—109.

Обоснованы прогнозы сейсмической активности в Калифорнийской зоне динамико-статистическим методом. Даны прогнозы на 1972 и 1973 гг. По прогнозу сейсмическая активность в 1972 г. ожидается слабая, в 1973 г.—сильная, на уровне 1915 и 1954 гг. Основной район землетрясений 1973 г. произойдет в феврале—плюс—минус декада в пределах полосы 117,5—119,0°W, 34,0—39,0°N. Наиболее вероятными микрорайонами землетрясений в пределах этой полосы являются окрестности оз. Уолкер, штат Невада ($\sim 38,3$ — $39,0^{\circ}$ N) и Лос-Анджелеса ($\sim 34,0$ — $34,8^{\circ}$ N).

Табл. 3. Илл. 3. Библ. 10.



УДК 519.272

Применение динамико-статистического метода для долгосрочного прогноза влагозапасов в почве. Петров М. В. Труды ЛГМИ, 1972, вып. 47, стр. 110—114.

Рассматривается вопрос о точности динамико-статистического метода в режиме «независимого» прогнозирования. Приводятся результаты независимых прогнозов среднемесячных величин влагозапасов с заблаговременностью от 1 до 10 месяцев для водосборных площадей логов Таежного и Усадьевского (ВНИГЛ)

Табл. 1. Илл. 3. Библ. 4.

УДК 519.272+518.5

Комплексная программа прогнозирования на ЭВМ динамико-статистическим методом Ю. М. Алехина. Гоздева В. Г. Труды ЛГМИ, 1972, вып. 47, стр. 115—123.

Приводятся основные расчетные зависимости и алгоритм решения задачи сверхдолгосрочного прогноза динамико-статистическим методом на электронной вычислительной машине БЭСМ-2.

Илл. 1. Библ. 4.

УДК 519.272+551.482.215.1

Анализ достоверности и устойчивости корреляционных функций рядов среднего годового стока рек. Шелутко В. А., Гоздева В. Г. Труды ЛГМИ, 1972, вып. 47, стр. 124—133.

Производится оценка достоверности и устойчивости значений всей корреляционной функции ($\tau_{\max}=30$) и отдельно ее первой ($\tau=1 \div 15$) и второй ($\tau=16 \div 30$) частей. В результате получены выводы о достоверности значений корреляционной функции при сдвиге $\tau > 1,2$ лет и возможности использования ее значений до $\tau=30$ при объеме ряда больше 50 лет.

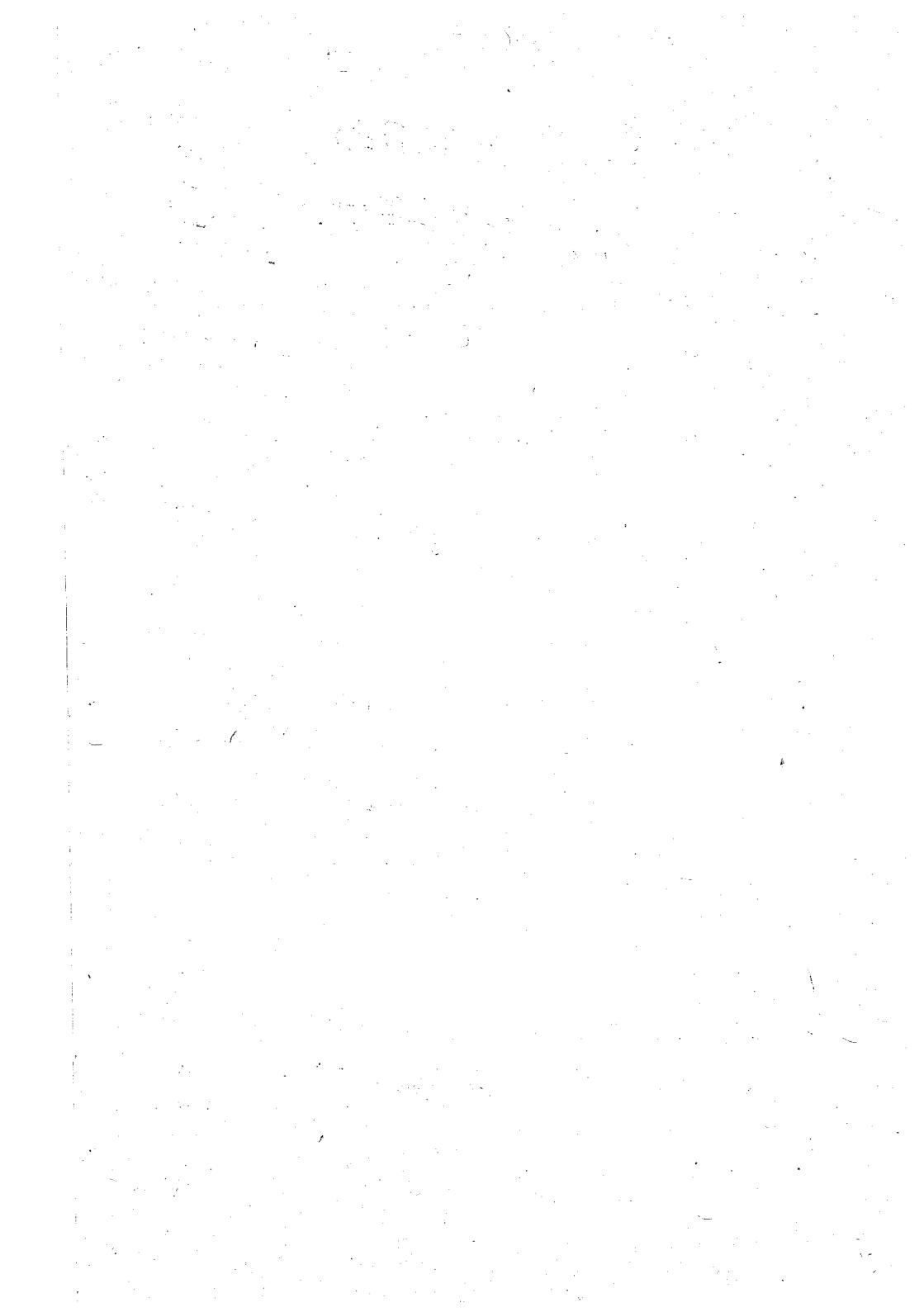
Табл. 3. Илл. 3. Библ. 10.

УДК 519.272+551.482

Сверхдолгосрочный прогноз дат ледовых явлений в бассейне р. Лены. Шелутко В. А. Труды ЛГМИ, 1972, вып. 47, стр. 134—149.

В статье используется динамико-статистический метод сверхдолгосрочного прогноза Ю. М. Алехина для прогноза дат вскрытия, очищения от льда, начала густого ледохода и ледостава с заблаговременностью 1 год. Получены положительные результаты.

Табл. 3. Илл. 4. Библ. 3.



УДК 519.272+551.482.215.1

Коррелятивный анализ связи водности рек севера и центра ЕТС с показателями атмосферной циркуляции и солнечной активности. Догановская Л. Н. Труды ЛГМИ, 1972, вып. 47, стр. 150—162.

Анализируется динамика скоррелированности осредненных по скользящим T -леткам рядов годового стока рек севера и центра ЕТС с показателями атмосферной циркуляции Вангенгейма и Вительса, а также с индексом солнечной активности Вольфа. Графики эффективности осреднения, построенные на основании вычисленных коэффициентов корреляции осредненного годового стока с осредненными показателями циркуляции атмосферы, указывают на закономерность и однотипность связей исследуемых процессов.

Типовые кривые, построенные на основании графиков эффективности осреднения, показывают оптимальный период осреднения исследуемых рядов для получения высоких коэффициентов корреляции между водностью рек севера и центра ЕТС и атмосферными процессами.

Табл. 1. Илл. 6. Библ. 7.

