

Министерство высшего и среднего специального образования РСФСР

ЛЕНИНГРАДСКИЙ ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИЙ ИНСТИТУТ

*МЕЖВУЗОВСКИЙ СБОРНИК
НАУЧНЫХ ТРУДОВ
ВЫПУСК 79*

ГИДРОЛОГИЧЕСКИЕ ПРОГНОЗЫ
И РАСЧЕТЫ

ЛЕНИНГРАДСКИЙ ОРДЕНА ЛЕНИНА
ПОЛИТЕХНИЧЕСКИЙ ИНСТИТУТ
имени М. И. Калинина

ЛЕНИНГРАД
1982

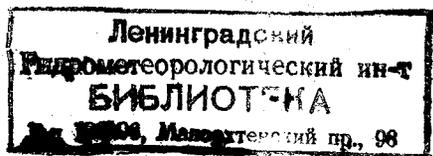
Гидрологические прогнозы и расчеты Межвузовский сборник научных трудов. — Л., изд. ЛПИ, 1982, вып. 79. — 151 с. (ЛГМИ).

Рассматриваются вопросы прогнозирования и расчетов гидрологических процессов. Основное внимание уделяется новым методам исследований, связанным с корреляционным, спектральным и многомерным анализам исходной информации. Кроме того, ряд статей посвящен вопросам водохозяйственных расчетов и исследованию русловых процессов.

Сборник рассчитан на научных сотрудников, аспирантов и студентов, занимающихся вопросами гидрологических прогнозов и расчетов.

РЕДАКЦИОННАЯ КОЛЛЕГИЯ:

Доц. В. А. Шелутко (ответственный редактор), проф. Н. Б. Барышников, докт. геогр. наук А. М. Владимиров, проф. Н. В. Разумихин (ЛГУ), доц. Ю. М. Георгиевский, ст. научн. сотр., к. т. н. Б. М. Доброумов (ГГИ).



220022

КРАТКОСРОЧНЫЙ ПРОГНОЗ СТОКА р. ОКИ у г. КАШИРЫ ПО ДАННЫМ О РАСПРЕДЕЛЕНИИ ВОДЫ В РУСЛОВОЙ СЕТИ БАССЕЙНА

В настоящей статье рассматривается возможность краткосрочного прогноза ежедневных расходов воды в период весеннего половодья р. Оки у г. Каширы ($F=68700$ км², $L=573$ км) по данным о распределении воды в крупной русловой сети бассейна. Подобные прогнозы необходимы для предупреждения о возможном затоплении населенных пунктов и для обеспечения работы судоходства, учитывая, что в период половодья на реках данного района проходит от 60 до 70% годового стока. Половодье, как правило, проходит почти одновременно на реках с различными площадями бассейна. Об этом свидетельствуют данные о средней продолжительности половодья, которая до впадения р. Угры — основного притока в этой части бассейна — составляет 25—39 суток, увеличиваясь в бассейне р. Угры и ряда левобережных притоков р. Оки до 32—52 суток. Увеличение продолжительности половодья связано с большей залесенностью этой части территории бассейна р. Оки. Поверхность бассейна р. Оки до г. Каширы представляет собой волнистую равнину, расчлененную глубокими долинами рек, балок и оврагов. Густота речной сети составляет 0,3—0,5 км/км², преобладающие средневзвешенные уклоны малых рек 0,3—0,6‰, больших 0,1—0,2‰. До впадения р. Угры лесистость водосборов не превышает 5—7%, в бассейне р. Угры и р. Протвы залесенность составляет 40—50%.

Разработка краткосрочного прогноза ежедневных расходов воды осуществлялась в соответствии с рекомендациями [1, 2] путем учета истощения объема воды, находящегося в крупной русловой сети в момент выпуска прогноза (Q'_i), и учета расхода воды, обусловленного притоком воды в крупную русловую сеть (Q''_i). Крупная русловая сеть бассейна р. Оки до г. Каширы и ее притоков, ограниченная сверху створами с площадью порядка 2000 км², была разделена на двенадцать бесприточных участков. Шесть бесприточных участков выбрано на р. Оке, два на р. Угре и по одному на реках Зуше, Упе, Жиздре, Протве. Для выбранных участков устанавливалась формула вычисления среднего расхода. По фактическим данным о скоростях течений при среднем многолетнем максимальном расходе определялось время добегаания на каждом участке и от его нижнего створа до г. Каширы. Полученные данные позволили установить координаты частных кривых

истощения (η') по всем участкам, а затем и гидрометрическим створам.

Расход в замыкающем створе в момент времени t за счет истощения начального объема воды есть сумма произведений

$$Q'_t = \sum_{i=1}^{i=15} \eta'_{t,i} \cdot Q_{0,i} \quad (1)$$

начальных расходов по всем пятнадцати гидрометрическим створам ($Q_{0,i}$) на соответствующие ординаты кривых истощения ($\eta'_{t,i}$).

Расход воды, обусловленный притоком воды в крупную русловую сеть, определялся как произведение функции истощения η''_t для средней и мелкой русловой сети с учетом заблаговременности прогноза на величину притока в крупную русловую сеть (q_0), т. е.

$$Q''_t = \eta''_t \cdot q_0. \quad (2)$$

Начальный приток q_0 вычислялся через средний арифметический модуль расхода пяти рек-аналогов, три из которых — р. Цон — с. Новолуние ($F=689 \text{ км}^2$), р. Зуша — г. Новосиль ($F=1970 \text{ км}^2$), р. Жиздра — с. Дубровка ($F=1900 \text{ км}^2$) — характеризуют приток с малооблесенной части территории бассейна р. Оки; а две — р. Угра — с. Восток ($F=1890 \text{ км}^2$), р. Нара — д. Папино ($F=971 \text{ км}^2$) — отражают условия притока с более

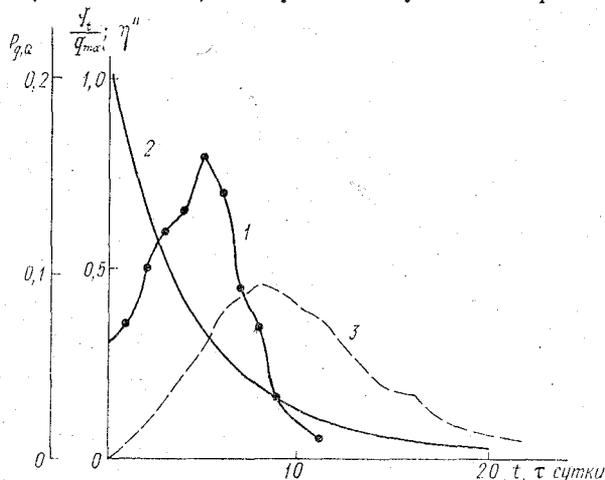


Рис. 1. Расчетные графики для р. Оки — у г. Каширы:

1 — кривая времени добегаания $P_{g,Q}$; 2 — кривая спада $\frac{g_t}{g_{\max}}$ в маловодный год; 3 — частная кривая истощения η''_t в маловодный год.

залесенной части территории. Отличия в условиях притока зависят и от водности года. Построенные кривые спада в относительных единицах $\frac{g_t}{g_{\max}} = f(t)$ за 1957, 1958, 1961, 1962, 1963, 1964, 1966,

1967, 1968, 1970 годы были сгруппированы по следующим условным градациям водности: многоводная ($Q_{\max} > 7500 \text{ м}^3/\text{с}$), средневодная ($4500 < Q_{\max} < 7500 \text{ м}^3/\text{с}$) и маловодная ($Q_{\max} < 4500 \text{ м}^3/\text{с}$). Для каждой из указанных градаций получена средняя или типовая кривая спада $\frac{q_t}{q_{\max}} = f(t)$. После определения общей кривой добега $P_{q, Q}$ вычислялись функции истощения η_i'' для трех градаций водности. На рис. 1 представлена кривая времени добега $P_{q, Q}$, кривая спада $\frac{q_t}{q_{\max}}$ и частная кривая истощения η_i'' для маловодного года.

Формирование стока в замыкающем створе происходит, как уже отмечалось, за счет двух составляющих (Q_i' и Q_i''). Прогноз по формулам (1, 2) показал, что первая составляющая предвычисляемого расхода значительно превышает вторую. Наибольшие объемы воды в период половодья отмечаются на участках р. Оки, расположенных между устьями р. Зуши и Угры, а также на нижних участках р. Упы, Жиздры, Угры. Сток с этих участков определяет заблаговременность прогноза, которая была принята постоянной и равной трем суткам.

Прогноз ежедневных расходов воды в период весеннего половодья был дан для трех разных по водности лет (1967, 1969,

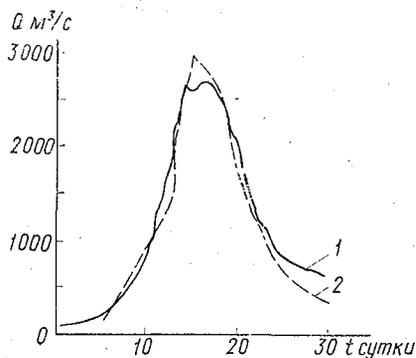


Рис. 2. Гидрограф стока р. Оки — у г. Каширы в период весеннего половодья 1969 г.

1 — наблюдаемый; 2 — предсказанный

1970 гг.). Точность прогнозирования характеризуется следующими величинами отношения: $\frac{S}{\sigma\Delta}$ — соответственно 0,58; 0,34; 0,73.

Наблюдаемый и предсказанный гидрографы стока за 1969 год представлены на рис. 2.

При составлении прогноза величины притока воды в крупную русловую сеть в период подъема половодья принимались фактические на день выпуска прогноза, в период спада с учетом функции истощения η . Различие в точности прогнозирования объясняется тем, что при определении объема воды, находящегося в крупной русловой сети в день выпуска прогноза, скорости течения (следовательно и время добегания) независимо от водности года принимались одинаковыми. Кроме того, не учитывалось и влияние осадков в период действия прогноза, роль которых в многоводные годы весьма существенна.

ЛИТЕРАТУРА

1. Пособие по краткосрочным прогнозам паводочного стока рек. — Л.: Гидрометеонздат, 1973. — 146 с.
2. Нежиховский Р. А. Русловая сеть бассейна и процесс формирования стока воды. — Л.: Гидрометеонздат, 1971. — 476 с.

УДК 551.482

В. А. ШЕЛУТКО, В. Г. ГУТНИЧЕНКО, (ЛГМИ)

АНАЛИЗ ДОСТОВЕРНОСТИ КОРРЕЛЯЦИОННЫХ ФУНКЦИЙ ПО РЯДАМ СРЕДНЕГО ГОДОВОГО СТОКА С ПОМОЩЬЮ СТАТИСТИЧЕСКИХ ГИПОТЕЗ

Вопрос о достоверности дальних внутрирядных связей при временных сдвигах $\tau > 2$ лет в процессах среднегодового стока привлекает внимание многих исследователей [1, 2, 7]. Для решения этого вопроса используются различные методы, представление о которых можно получить, например, по дискуссионным работам А. И. Чеботарева, А. В. Рождественского [7] и В. А. Шелутко [9]. Однако имеющиеся методы анализа, по-видимому, являются недостаточно объективными и определенными, так как решения на их основе в той или иной степени опровергаются оппонентами. В связи с этим естественны разработки новых методов анализа внутрирядных связей, позволяющих получить более обоснованные выводы. Одна из этих разработок приводится в данной статье.

Для описания характера внутрирядных связей обычно используется автокорреляционная (в дальнейшем корреляционная) функция

$$r(\tau) = \frac{\sum_{i=1}^{n-\tau} \delta x_i \delta x_{i+\tau}}{(n-\tau-1) \sigma_{x_1} \sigma_{x_2}}; \quad (1)$$

где δx_i и $\delta x_{i+\tau}$ — отклонение от средних, соответственно \bar{x}_1 и \bar{x}_2 ; \bar{x}_1 , \bar{x}_2 и δx_1 , δx_2 — средние значения и средние квадратические отклонения соответственно за период от 1 до $n-\tau$ и от τ до n момента времени: τ — сдвиг, представляющий из себя последовательность коэффициентов корреляции значений исходного ряда — x_i и $x_{i+\tau}$ ($i=1, 2, \dots, n-\tau$), сдвинутых относительно друг друга на период τ .

Оценка достоверности внутрирядных связей рядов стока по корреляционным функциям может производиться с помощью проверки статистических гипотез об отсутствии внутрирядных связей вообще (H_{01}) или при $\tau > 2$ (H_{02})

$$\left. \begin{aligned} H_{01} : r(\tau) = 0 \quad \text{при} \quad \tau > 0, \\ H_{02} : r(\tau) = 0 \quad \text{при} \quad \tau > 2. \end{aligned} \right\} \quad (2)$$

Если гипотеза H_{01} верна, то исследуемый ряд может быть представлен в виде последовательности значений случайной величины. Если верна гипотеза H_{02} , то он может быть представлен в виде последовательности значений простой цепи Маркова. Наконец, если гипотеза H_{02} неверна, то, по-видимому, мы имеем дело с рядом значений сложной цепи Маркова. Проверка статистических гипотез производится по доверительным интервалам, построенным для данной гипотезы, внутри которых с определенной вероятностью p находятся выборочные значения корреляционной функции.

Выборочные значения ординат корреляционной функции, выходящие за пределы доверительного интервала (в критическую область), если гипотеза верна имеют вероятность $\alpha = 1 - p$. При большом p (обычно 90, 95 и реже 99%) попадание в критическую область является маловероятным событием, встретить которое в единичном испытании практически невозможно. Поэтому, если в результате проверки гипотезы появляется маловероятное событие, то это значит, что сама гипотеза с большой степенью достоверности может быть опровергнута.

Современные методы оценки внутрирядных корреляционных функций с помощью статистических гипотез являются приближенными, что связано, во-первых, с недостаточной обоснованностью и точностью определения границ доверительных интервалов выборочных значений $r(\tau)$ аналитическими методами (см., например, [2, 6]); во-вторых, с учетом того обстоятельства, что корреляционная функция представляет собой последовательность

значений и, следовательно, оценка ее должна производиться не относительно какой-то ординаты, а относительно всей совокупности их значений.

Учитывая эти недостатки, в данной работе оценка внутрирядных связей рядов среднего годового стока проводится по доверительным интервалам, построенным для гипотез H_{01} и H_{02} методом статистических испытаний. Кроме того, для учета группового характера испытаний разработана и используется методика оценки достоверности внутрирядных связей при $\tau=1-30$ лет по всей совокупности значений $r(\tau)$ на основе анализа числа попаданий выборочных значений $r(\tau)$ в критическую область.

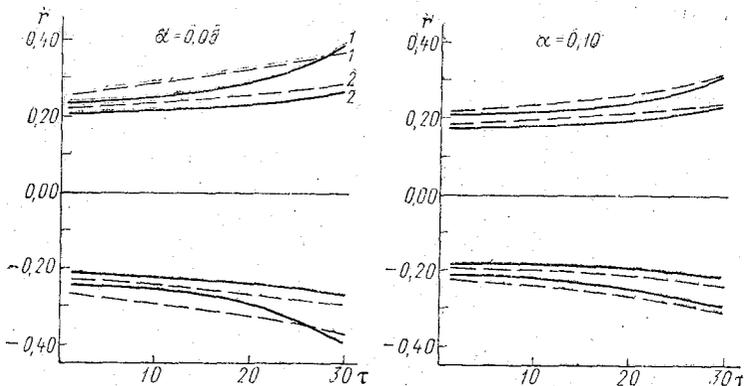


Рис. 1. Доверительные границы выборочных значений $r(\tau)$ для последовательности значений случайной величины, рассчитанных аналитическим методом (— · — · — · —) и методом статистических испытаний (—):
1 — $n = 80$ лет; 2 — $n = 60$ лет

Построение доверительных интервалов выборочных оценок $r(\tau)$ ($\tau=1, 2, \dots, 30$ лет) в случае отсутствия внутрирядных связей или наличия связи только смежных значений проводилось для двустороннего уровня значимости α в 5 и 10% при объеме выборок в 60, 70, 80 и 90 лет. Математическое ожидание m_x генеральной совокупности x принималось равным нулю, среднее квадратическое отклонение σ — единице, коэффициент асимметрии S_s — двум S_v . Для каждой гипотезы H_{01} и H_{02} при заданном n моделировалось по 5000 выборок, причем при моделировании по простой цепи Маркова значение коэффициента корреляции внутрирядной связи при $\tau=1$ (r_1) принималось равным 0,3 и 0,6. Процесс моделирования ряда значений случайной величины и простой цепи Маркова методом Монте-Карло достаточно хорошо освещен в специальной литературе, начиная с работ Г. Г. Сванидзе [8]. Заметим лишь, что в данном случае при моделировании простой цепи Маркова использовался математический аппарат нормальной корреляции [6]. По каждой из 5000 выборок, полученных для дан-

ного n , рассчитывались корреляционные функции $r^*(\tau)$ по формуле (1).

По полученной совокупности корреляционных функций для каждого данного τ ($\tau=1, 2, \dots, 30$) строились эмпирические кривые обеспеченности выборочных значений $r(\tau)$, по которым затем в соответствии с назначенными уровнями значимости α определялись значения $r^*(\tau)$ обеспеченностью в 2,5; 5; 95; 97,5%. Последовательность значений $r^*(\tau)$ указанных обеспеченностей образует доверительные границы выборочных значений $r^*(\tau)$ при данном уровне значимости α .

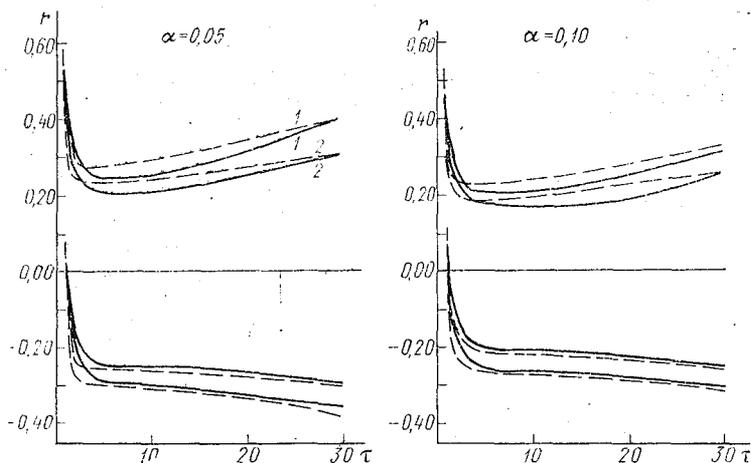


Рис. 2. Доверительные границы выборочных значений $r(\tau)$ для последовательности значений простой цепи Маркова при $R=0,3$, рассчитанных аналитическим методом (— · —) и методом статистических испытаний (— — —):

1 — $n=80$ лет; 2 — $n=60$ лет

В качестве примера на рис. 1 и 2 представлены доверительные границы $r(\tau)$ соответственно для ряда значений случайной величины (гипотеза H_{01}) и простой цепи Маркова (гипотеза H_{02}) при $n=60, 80$ лет и $\alpha=10\%$.

Очевидно, что доверительные интервалы, рассчитанные аналитическим методом несколько шире, чем доверительные интервалы, найденные методом статистических испытаний. Это значит, что при прочих равных условиях гипотезы H_{01} и H_{02} в наших исследованиях будут опровергаться чаще, чем если бы использовались доверительные интервалы, рассчитанные аналитическим методом. Несовпадение доверительных границ выборочных значений $r(\tau)$

¹ Факт достоверности внутрирядных связей при $\tau=1$ признается в настоящее время многими исследователями.

объясняется тем, что формулы расчета δ_r и объема независимой информации являются приближенными.

Оценка корреляционных функций, построенных методом статистических испытаний по доверительным интервалам, проведена по 66 рядам среднего годового стока продолжительностью, равной или более 60 лет (табл. 1).

Очевидно, что большинство значений корреляционных функций рядов среднего годового стока находятся в доверительной области. Для ординат корреляционных функций, представленных этими значениями, нулевая гипотеза о равенстве действительных значений корреляционной функции нулю не опровергается. Именно это обстоятельство явилось поводом для утверждения о том, что действительные значения корреляционных функций при $\tau > 2-3$ лет равны нулю, т. е. внутрирядные связи при $\tau > 2-3$ лет отсутствуют, и, следовательно, дальние внутрирядные связи недостоверны [5, 7]. Вместе с тем, отдельные ординаты корреляционных функций и при $\tau > 2$ лет¹ выходят в критическую область гипотез H_{01} и H_{02} как при 10, так и при 5% уровнях значимости. Например, для среднего годового стока по р. Вятке — г. Киров значимыми при $\alpha = 10\%$ оказались коэффициенты корреляции при $\tau = 10-14$ и 24 года; по р. Белая — Уфа при $\tau = 8-10$ лет; по р. Кама — Пермь при $\tau = 6-10$ и 14 лет; по р. Вишера — Митраково при $\tau = 22-24$ года; по р. Тобол — Липовка при $\tau = 7-10$ и 26 лет; по р. Иртыш — Тобольск при $\tau = 7-9$ и 26 лет; по р. Ока — Калуга при $\tau = 20$ лет и т. д. Это обстоятельство послужило основанием для утверждения о достоверности дальних внутрирядных связей в процессах среднего годового стока [4, 9].

Таким образом, с одной стороны, на основании того, что большинство ординат каждой выборочной корреляционной функции попадает в доверительную область, утверждается недостоверность дальних внутрирядных связей; с другой стороны, на основании того, что некоторые значения $r^*(\tau)$ попадают в критическую область (последнее очевидно равносильно тому, что большинство ординат каждой $r^*(\tau)$ находятся в доверительной области), утверждается достоверность дальних внутрирядных связей, т. е. один и тот же факт послужил основанием для противоположных утверждений. Наряду с этим нельзя не отметить, что по выборкам значений случайной величины и простой цепи Маркова той же продолжительности, что и исходные ряды стока, некоторые значения $r^*(\tau)$ также выходят в критическую область. Наконец следует отметить, что по многим рядам с хорошо выраженной ближней и дальней внутрирядной связью, например, ряд значений синусоиды со слабым белым шумом, число попаданий в критическую область может быть также незначительным. Все это говорит о том, что выход отдельных ординат $r^*(\tau)$ в критическую область не может служить доказательством наличия или отсутствия дальних внутрирядных связей. По-видимому, нужны какие то более общие критерии для оценки корреляционных функций. В данном случае

в качестве такого критерия предлагается использовать число попаданий ординат корреляционной функций в критическую область гипотез H_{01} и H_{02} .

При отсутствии внутрирядных связей каждое значение выборочной корреляционной функции $r(\tau)$ может быть представлено как результат независимого испытания (для простой цепи Маркова при $r \geq 3$), [3].

Отсюда вероятность попадания k значений $r^*(\tau)$ в критическую область при уровне значимости α в m испытаниях (в данном случае $m = \tau_{\max} = 30$) определяется формулой

$$p_{k,m} = C_m^k \alpha^k (1 - \alpha)^{m-k}, \quad (3)$$

где C_m^k — число сочетаний из m элементов по k . Согласно этой формуле вероятность того, что ни одно значение выборочной корреляционной функции не выходит в критическую область, в случае если действительные значения $r(\tau)$ равны нулю при $\alpha = 5\%$, составляет 21,5%. Соответственно, вероятность выхода в критическую область одного значения составляет 33,9% и т. д. (табл. 1).

Таблица 1

Вероятность k попаданий в критическую область значений выборочной корреляционной функции при $r(\tau) = 0$ ($\tau = 1, 2, 3, \dots, 30$), %

$k \backslash \alpha \%$	0	1	2	3	4	5	6	7	8
5	21,5	33,9	25,9	12,7	4,5	1,2	0,27	0,049	0,0
10	4,20	14,1	22,77	23,61	17,71	10,23	4,74	1,80	0,58

На основе формулы (3) может быть рассчитана вероятность выхода в критическую область k и больше значений (табл. 2)

$$P_{k,m} = 1 - \sum_{i=0}^{k-1} p_{i,m} = 1 - \sum_{i=1}^{k-1} C_m^i \alpha^i (1 - \alpha)^{m-i}. \quad (4)$$

Таблица 2

Вероятность k и больше попаданий в критическую область значений выборочной корреляционной функции при $R(\tau) = 0$ ($\tau = 1, 2, \dots, 30$), %

$k \backslash \alpha \%$	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
5	100	78,5	44,6	18,8	6,08	1,56	0,33	0,06	0,01	0	0
10	100	95,76	81,63	58,86	35,26	17,55	7,32	2,58	0,78	0,2	0

Последовательность вероятностей $P_{k,m}$ для k , изменяющегося от нуля до максимально возможного значения l представляет

Математическое ожидание и среднее квадратическое отклонение значений κ , рассчитанных по формулам

$$m_k = \sum_{k=1}^l \kappa p_{k,m}, \quad \sigma_k^2 = \sum_{k=0}^l (\kappa - m_k)^2 p_{k,m} \quad (5)$$

при уровнях значимости $\alpha = 5; 10\%$, представлены в табл. 3.

Таблица 3

Оценка статистических характеристик числа выходов в критическую область при уровне значимости в 10 и 5%

Законы распределения	m_k	σ_k^2	t^*	$t_{кр}$ при $\alpha = 5\%$	F^*	$F_{кр}$ при $\alpha = 5\%$
$\alpha = 0,10$						
Теоретический	2,98	2,62	—	—	—	—
Эмпирические:						
а) по всем рядам стока	3,87	2,46	2,94	1,67	1,37	1,39
б) по однородным	4,10	3,73	3,18	1,68	1,42	1,44
в) по однородным при $t_2 \geq 6$ лет	4,48	3,30	3,71	1,69	1,26	1,48
г) по однородным рядам при $t_2 < 6$ лет	2,92	3,72	0,09	1,69	1,42	1,70
д) по неоднородным рядам	3,07	1,53	0,17	1,69	1,71	2,06
$\alpha = 0,05$						
Теоретический	1,50	1,42	—	—	—	—
Эмпирические:						
а) по всем рядам	2,02	1,91	2,32	1,67	1,34	1,39
б) по однородным	2,20	2,63	2,70	1,68	1,43	1,44
в) по однородным при $t_2 \geq 6$ лет	2,42	1,80	3,09	1,69	1,27	1,56
г) по однородным при $t_2 < 6$ лет	1,67	2,22	0,35	1,69	1,56	1,70
д) по неоднородным рядам	1,40	1,04	0,25	1,69	1,36	2,06

Здесь же представлены эмпирическое математическое ожидание и дисперсия числа выходов в критическую область по всем исследуемым рядам стока. Оценка расхождений дисперсий числа выходов в критическую область ординат корреляционных функций для случая гипотез H_{01} или H_{02} и рядов среднего годового стока по критерию Фишера — F показала, что отличие дисперсий несущественное, тогда как отличие средних по критерию Стьюдента-Госсета — t оказалось весьма существенным (см. табл. 4).

Таблица 4

Характеристики корреляционных функций рядов среднего годового стока

Река—пункт	r_1	t_r	Число попаданий в критическую об- ласть		Оценка однород- ности первой и второй половины ряда	
			$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$	t	F
1	2	3	4	5	6	7

Однородные ряды стока при $t_r \geq 6$ лет

Свирь—Мятусово	0,34	6,4	3	3	1,01	1,20
Вуокса—ГЭС	0,45	8,3	0	4	0,81	1,37
Тихвинка—Горелуха	0,21	8,8	1	4	-0,14	1,14
Западная Двина—Дау- гавпилс	0,33	9,6	3	3	-0,64	1,04
Вента—Кульдига	0,20	6,9	4	5	0,84	0,13
Волхов—ГЭС	0,29	11,3	3	4	1,58	1,23
Западная Двина—Ви- тебск	0,25	6,8	3	7	0,42	1,02
Нева—Новосаратовка	0,48	8,8	2	4	0,29	1,08
Березина—Бобруйск	0,40	7,7	2	3	-1,41	1,54
Сож—Гомель	0,20	8,8	4	5	1,39	1,44
Десна—Чернигов	0,20	7,1	2	3	0,38	1,28
Днепр—Речица	0,16	7,4	2	4	1,80	1,10
Днепр—Кременчуг	0,17	6,6	2	3	-1,24	1,62
Днестр—Галич	0,19	6,0	2	4	0,94	1,52
Унжа—Макарьев	0,35	3,6	2	3	0,46	1,61
Волга—Волгоград	0,46	8,8	1	4	1,96	1,63
Волга—Куйбышев	0,49	14,7	2	6	1,56	1,15
Кама—Пермь	0,36	16,7	2	6	0,36	1,06
Вятка—Вятские Поляны	0,34	16,0	1	3		
Белая—Стерлитамак	0,49	17,3	1	4	0,60	1,21
Белая—Уфа	0,54	16,7	3	5	0,79	1,79
Белая—Бирск	0,55	16,7	4	8	1,96	1,85
Чусовая—Н. Шалыги	0,43	16,0	2	3	0,58	1,12
Ница—Ирбит	0,49	9,6	3	5	0,05	1,17
Северная Двина—Усть- Пинега	0,34	6,0	1	2	1,12	1,36
Иртыш—Тобольск	0,54	8,7	2	4	1,19	1,53

Продолжение

1	2	3	4	5	6	7
Бия—Бийск	0,05	6,2	1	3	-0,59	1,06
Тобол—Липовка	0,48	9,2	2	4	0,62	1,48
Тура—Тюмень	0,47	10,0	2	4	-0,42	1,08
Иртыш—Усть-ка- меногорск	0,30	6,9	2	4	0,38	1,36
Ангара—Пашки	0,72	42	5	11	-1,49	1,80
Шилка—Сретенск	0,34	11,3	0	2	-0,40	1,37
Амур—Хабаровск	0,44	7,3	6	8	-0,78	1,47
Зeya—Зейские Ворота	0,05	6,9	5	6	-2,53	1,18
Чирчик—Ходжикент	0,19	6,8	4	6	1,32	1,21
Амур—Черняево	0,37	6,0	3	4	-1,29	1,10

Однородные ряды стока при $t_r < 6$ лет

Припять—Мозырь	0,22	6,7	1	2	0,69	1,31
Сож—Славгород	0,27	5,6	3	4	0,04	1,11
Днепр—Орша	0,19	4,7	3	5	-0,67	1,03
Днепр—Смоленск	0,22	5,8	5	3	-0,84	1,33
Дон—Георгиу Деж	0,07	5,6	2	3	0,20	1,64
Дон—Казанская	0,06	5,2	2	3	-0,11	1,07
Днестр—Бендеры	0,17	4	3	7	1,47	1,17
Ока—Калуга	0,11	4,9	0	0	0,15	1,24
Ока—Муром	0,09	5,8	0	2	1,40	1,05
Волга—Кинешма	0,49	5,6	0	1	0,94	1,40
Волга—Чкаловск	0,47	5,4	0	4	0,80	1,21
Волга—Старица	0,30	5,7	2	3	1,48	1,09
Томь—Новокузнецк	0,00	4,7	3	7	-0,98	1,49
Енисей—Базаиха	0,09	4,9	0	2	-0,31	1,67
Енисей—Енисейск	0,27	4,7	1	2	-0,78	1,47

Неоднородные ряды стока

Вента—Абава	0,33	5,3	1	2	2,70	1,16
Неман—Гродно	0,18	5,7	3	6	-2,16	1,52
Ока—Костомарово	-0,02	5,1	1	2	-2,47	1,02
Волга—Ярославль	0,50	7,6	0	3	1,79	1,16

1	2	3	4	5	6	7
Волга—Горький	0,37	12	0	2	1,78	1,31
Вятка—Киров	0,36	10	1	2	2,51	1,05
Вишера—Митраково	0,44	9,6	2	3	2,44	1,35
Сухона—Рабоньга	0,16	6,0	3	3	1,80	1,50
Обь—Новосибирск	0,08	9,3	0	4	-1,86	2,06
Амур—Покровка	0,48	11,3	1	5	-1,88	1,08
Неман—Смолининкай	0,04	8,3	1	3	0,69	1,96
Десна—Брянск	0,10	4,7	2	3	-1,38	2,36
Днепр—Киев	0,10	5,8	2	3	0,43	3,26
Дон—Калач	0,09	6	1	1	0,15	2,36
Волга—Ельцы	0,43	9,6	3	4	0,78	3,48

На рис. 3 и 4 наряду с теоретическими кривыми обеспеченностей числа выходов в критическую область, построенными при условии, что гипотезы H_{01} или H_{02} верны, представлены эмпирические кривые обеспеченностей числа выходов по всем 66 рядам среднего годового стока.

Очевидно, что названные кривые обеспеченностей довольно значительно отличаются друг от друга. Проверка этого вывода была осуществлена по критерию согласия Колмогорова [10]. Сопоставление рассчитанного значения максимальной разности между кривыми обеспеченностей, принимаемой в качестве показателя степени согласия, с табличными (критическими для заданного уровня значимости) показало, что вероятность совпадения сопоставляемых кривых обеспеченностей составляет менее 0,3%. Это означает, что вообще по 66 рядам среднего годового стока продолжительностью в 60 лет и более гипотезы H_{01} и H_{02} с большей степенью достоверности опровергаются.

Представляется интересным оценить влияние неоднородности рядов стока на их внутрирядную связь. Следует отметить, что при анализе внутрирядных связей этому вопросу, к сожалению, не уделяется достаточного внимания. В табл. 4 приведены результаты оценки однородности рядов среднего годового стока по среднему и дисперсии соответственно по критерию Стьюдента-Госсета t и Фишера F [10] при пятипроцентном двустороннем уровне значимости. Оценка проводилась путем сопоставления числовых характеристик, рассчитанных по первой и второй половинам расчетного периода. В результате оценки выяснилось, что из 66 рядов 15 являются неоднородными, причем 9 рядов неоднородны по среднему значению, 5 — по дисперсии, а 1 ряд неоднороден и по среднему значению и дисперсии.

Среднее значение числа попаданий в критическую область по неоднородным рядам при уровнях значимости в 5 и 10% составляет соответственно 1,40 и 3,07, т. е. практически совпадает с математическим ожиданием при тех же уровнях значимости, полученным в предположении, что гипотезы H_{01} и H_{02} верны. Незначимо и расхождение дисперсий. Это означает, что по проверяемым признакам для неоднородных рядов среднего годового стока гипотезы H_{01} и H_{02} не опровергаются.

Наконец, представляется интересным выявить связь внутрирядной структуры процессов среднего годового стока с периодом корреляционных функций, в качестве показателя которого используется предложенный Ю. М. Алехиным средний период [1].

$$t_r = 2 \frac{\tau_n - \tau_1}{l - 1}, \quad (6)$$

где l — число пересечений $r(\tau)$ с осью абсцисс.

С этой целью по однородным рядам стока, средний период корреляционных функций которых меньше 6 лет¹ (таких оказалось 15 рядов), были рассчитаны средняя величина и дисперсия количества выходов в критическую область при 5 и 10% уровне значимости. Расхождение между средним по однородным рядам при $t_R < 6$ лет и математическим ожиданием, полученным в предположении, что гипотезы H_{01} и H_{02} верны как при 5%, так и при 10% уровнях значимости, оказалось незначимым. Незначимо и расхождение дисперсий. Таким образом, и для однородных рядов стока при $t_R < 6$ лет гипотезы H_{01} и H_{02} не опровергаются.

Рассмотрим теперь, насколько изменяются кривые обеспеченности числа выходов в критическую область, рассчитанные по рядам стока при исключении неоднородных рядов со средним периодом $t_R < 6$ лет. Если исключить неоднородные ряды, то по оставшимся 51 ряду $\bar{\kappa} = 4,10$, $\sigma_{\kappa} = 1,93$. Расхождение между $\bar{\kappa}$ и m_{κ} существенно. В целях сопоставления на рис. 3 представлена кривая обеспеченности числа выходов в критическую область по однородным рядам. Очевидно, что отличие от теоретической кривой становится еще больше, чем по кривой, рассчитанной по всем рядам. Оценка согласия названных кривых обеспеченности по критерию Колмогорова показала, что расхождение сопоставляемых кривых существенно даже при уровне значимости $\alpha = 0,1\%$.

Аналогичный анализ проведен и по однородным рядам стока при $t_R \geq 6$ лет (36 рядов стока). Для этих рядов $\bar{\kappa} = 4,48$, $\sigma_{\kappa} = 1,82$. Расхождение между полученным значением $\bar{\kappa}$ и m_{κ} существенно. Эмпирическая кривая обеспеченности числа выходов в критичес-

¹ Согласно предложению Ю. М. Алехина [1] в качестве критического значения принимается $t_R = 6$ годам.

320077

кую область еще больше отличается от теоретической, чем при исключении неоднородных рядов (см. рис. 3). Проверка согласия эмпирической и теоретической кривых по критерию Колмогорова показала, что расхождение существенно даже при уровне значимости $\alpha = 0,01\%$.

Таким образом, оценка внутрирядных связей процессов среднего годового стока по числу выходов ординат корреляционных функций в критическую область, построенную в предположении, что гипотезы H_{01} и H_{02} верны, показала, что, во-первых, выборочные корреляционные функции рядов среднего годового стока существенно отличаются от выборочных корреляционных функций случайного ряда (гипотеза H_{01}) и простой цепи Маркова (гипотеза H_{02}), причем это различие становится особенно явным для однородных рядов стока при среднем периоде корреляционных функций не меньше 6 лет; во-вторых, характер внутрирядных связей во многом определяется однородностью исходных рядов наблюдений и для неоднородных рядов стока гипотезы H_{01} и H_{02} не опровергаются; в-третьих, структура внутрирядных связей среднего годового стока в некоторой степени зависит от периода корреляционных функций, если этот период очень мал ($t_R < 6$ лет), то гипотезы H_{01} и H_{02} по таким рядам не опровергаются.

ЛИТЕРАТУРА

1. Алехин Ю. М. Множественное линейное экстраполирование макропроцессов. — Труды ЛГМИ, 1968, вып. 28, с. 41—59.
2. Водноэнергетические расчеты методом Монте-Карло. — М.: Энергия, 1968. — 304 с.
3. Дженкинс Г., Ваттс Д. Спектральный анализ и его приложения. — М.: Мир, 1971, вып. 1. — 316 с.
4. Дружинин И. П. и др. Речной сток и геофизические процессы. — М.: Наука, 1966. — 295 с.
5. Раткович Д. Я. Многолетние колебания речного стока. — Л.: Гидрометеоздат, 1976. — 255 с.
6. Рождественский А. В. Оценка точности кривых распределения гидрологических характеристик. — Л.: Гидрометеоздат, 1977. — 270 с.
7. Рождественский А. В., Чеботарев А. И. О возможности использования дальних внутрирядных связей в рядах геофизических величин для сверхдолгосрочного прогнозирования. — Метеорология и гидрология, 1976, № 4, с. 108—113.
8. Сванидзе Г. Г. Основы расчета регулирования речного стока методом Монте-Карло. Тбилиси, Мецниерба, 1964. — 271 с.
9. Шелутко В. А. К вопросу о дальних внутрирядных связях процессов среднего годового стока. — Метеорология и гидрология, 1976, № 4, с. 102—108.
10. Шелутко В. А. Техника статистических вычислений в гидрологии. — Л., ЛПИ, 1977. — 175 с. (ЛГМИ).

*Н. П. СМОРНОВ (ЛГМИ), В. Л. СКЛЯРЕНКО, В. Н. СКЛЯРЕНКО
(ИБВВ АНСССР)*

ФИЗИКО-СТАТИСТИЧЕСКИЙ МЕТОД ДОЛГОСРОЧНОГО ПРОГНОЗА ТАЛОГО СТОКА РЕК

Наряду с разработкой сверхдолгосрочных прогнозов водности, наиболее актуальной является задача долгосрочного, с заблаговременностью от одного-двух месяцев до года, прогноза талого стока рек. Основной метод составления таких прогнозов в настоящее время — воднобалансовый. Преимущество этого метода — ясный физический смысл. Однако он трудоемкий и не исключает ошибок при прогнозировании.

Наряду с воднобалансовым методом в последние годы все большее развитие получают физико-статистические методы прогноза стока, имеющие не менее четкую физическую основу, но позволяющие расширить и в определенной степени упорядочить выбор прогностической информации. Решение этой задачи осуществляется за счет внедрения качественно нового математического аппарата. Так, например, при прогнозировании все большее и вполне обоснованное применение находят методы многомерного статистического анализа, теории статистических решений, теории распознавания образов и другие.

В качестве предикторов при построении таких прогнозов используется стандартная метеорологическая информация, что позволяет автоматизировать как процесс составления прогноза, так и уточнение его по мере поступления дополнительной информации.

Рассмотрим возможности построения физико-статистической модели прогноза для талого стока двух рек Европейской территории Союза (ЕТС): Днепра (г. Киев) и Северной Двины (п. Усть-Пинега), по которым имеются достаточно длинные ряды наблюдений за естественным стоком. Для разработки такой модели прогноза использованы метод главных компонент, дискриминантный анализ и обычный регрессионный анализ.

Исследование пространственно-временных закономерностей многолетних колебаний стока рек на ЕТС, выполненное ранее, показало их тесную связь с характерными особенностями изменчивости полей давления и температуры воздуха на ЕТС [2]. Этот вывод наглядно подтверждается сопоставлением полей первых трех собственных векторов разложения среднегодового стока рек ЕТС с результатами разложения по естественным ортогональным функциям полей среднегодового давления и температуры воздуха на ЕТС по данным 14 пунктов за 1900—1969 гг. (рис. 1, 2, 3).

Этот результат позволил в качестве характеристик, содержащих информацию о величине ожидаемого стока, использовать главные компоненты разложения полей среднемесячных значений давления и температуры воздуха по 14 пунктам, представленным на рис. 2, 3,

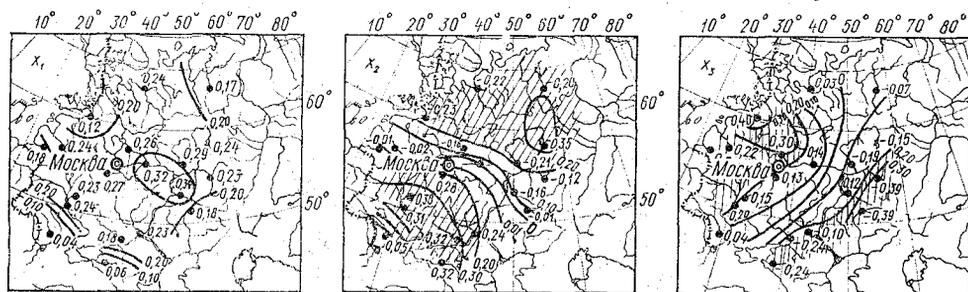


Рис. 1. Собственные вектора разложения среднегодового стока рек ЕТС

с октября предыдущего года по март текущего, т. е. за 6 месяцев осенне-зимнего сезона, предшествующего половодному стоку. При этом 90% заключенной в полях давления и температуры информации удалось представить всего лишь 36 переменными — главными компонентами. Использованные в качестве предикторов главные компоненты отражали наиболее существенные особенности изменчивости циркуляции атмосферы на ЕТС и будучи свободными от узко локальной и ошибочной информации представлялись в этом отношении более предпочтительными по сравнению с любыми другими характеристиками атмосферных процессов на ЕТС. Следует также указать, что на первом этапе разработки модели мы сознательно отказались от использования данных по осадкам, которые определяются с относительно невысокой точностью.

Значения талого стока для Днепра определялись за апрель — июнь, а для Северной Двины — за май — июнь, поскольку их волны половодий обычно укладываются в эти временные интервалы.

Для обеих рек все параметры статистической модели определялись по данным за 1901—1960 гг. В качестве независимого периода, используемого для проверки модели, был принят период с 1901 по 1975 гг.

Задача решалась на основе построения кусочно-линейной, адаптивной модели, формальная запись которой имеет следующий вид:

$$y = f_i(x), \text{ если } x \in A_i, \quad i = 1, 2.$$

Она означает, что предиктант y и вектор — предиктор x разбивались на два класса, или две совокупности лет со стоком выше нормы (A_1) и ниже нормы (A_2), и для каждого из них строилось свое линейное уравнение связи $f_i(x)$. На независимой выборке эта

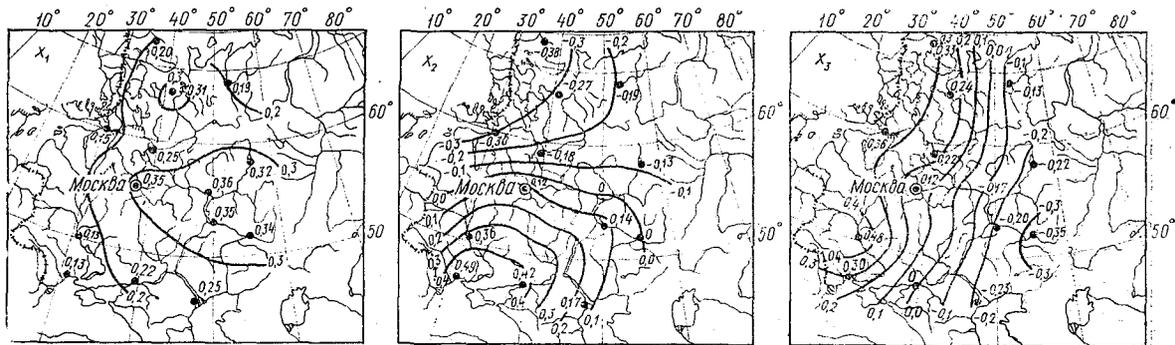


Рис. 2. Собственные вектора разложения среднегодового давления на ЕТС

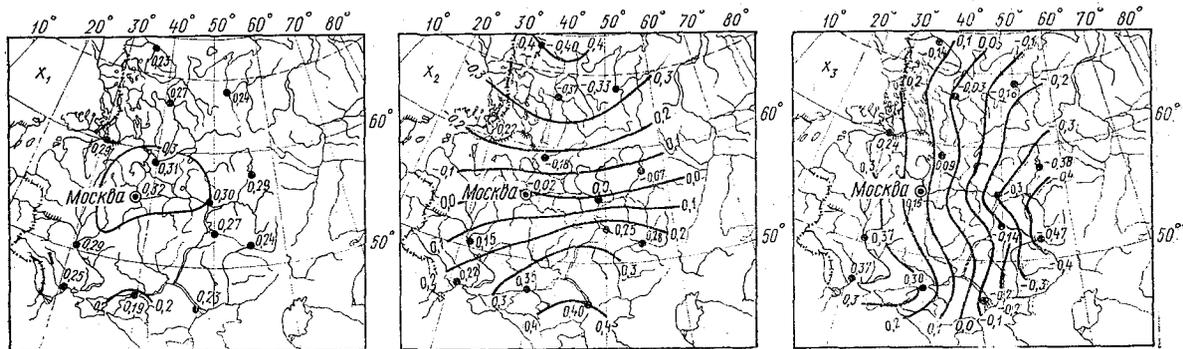


Рис. 3. Собственные вектора разложения среднегодовой температуры на ЕТС

модель реализовывалась в два этапа: сначала определялась классовая принадлежность вектора x , затем выбиралось соответствующее уравнение связи и давался численный прогноз переменной y .

Установление классовой принадлежности каждой новой реализации вектора осуществлялось с помощью дискриминантного анализа [3]. При этом использовался линейный вариант этого метода. Получаемая дискриминантная функция $L(x)$ представляет собой линейную комбинацию составляющих некоторого — мерного вектора наблюдений x , т. е.

$$L(x) = \sum_{i=1}^n a_i x_i,$$

где коэффициенты $a_1, a_2, a_3, \dots, a_n$ оцениваются по данным «обучающей» (зависимой) выборки. В дальнейшем с помощью этой функции диагностируются новые реализации вектора x . При этом отнесение каждого из них к той или иной совокупности (классу) осуществляется по значению функции $L(x)$, которое она принимает на данном векторе x .

Основная идея данной модели состоит в получении такого оператора, который позволил бы учесть неоднородность исходной выборки данных и, следовательно, получить более точное представление ожидаемого значения предиктанта y .

Дискриминантная функция в нашем случае определялась следующим образом. Годы с 1901 по 1960-й со стоком выше многолетней нормы были отнесены к классу A_1 , годы со стоком ниже нормы — к классу A_2 . В соответствии с этим были разбиты на два класса и реализации вектора — предиктора x , в нашем случае главные компоненты разложения среднемесячных полей давления и температуры воздуха на ЕТС. Заметим, что при расчете дискриминантных функций учитывались только те из главных компонент, по которым расстояние Махаланобиса [1] между классами погодных ситуаций A_1 и A_2 было наибольшим, а при вычислении уравнений $f_i(x)$ — только те из них, которые давали наибольший вклад в изменение коэффициента множественной корреляции R .

Наглядным подтверждением связи атмосферных процессов на ЕТС с весенним стоком рассматриваемых рек является сопоставление дискриминантных функций с изменениями стока (рис. 4). При вычислении функции $L(x)$ использовалась информация только о фазе стока (выше или ниже нормы), тем не менее значения этих функций достаточно хорошо коррелируют с самим стоком: для Днепра коэффициент корреляции равен 0,74, для Северной Двины — 0,70. Из 60 точек (лет) дискриминантные функции не разделили всего 7—10% от их общего числа. Причем для Днепра результаты получились несколько лучшими, чем для Северной Двины. Это свидетельствует о том, что отобранные интегральные

характеристики крупномасштабной атмосферной циркуляции являются достаточно информативными для предсказания фазы ожидаемого талого стока.

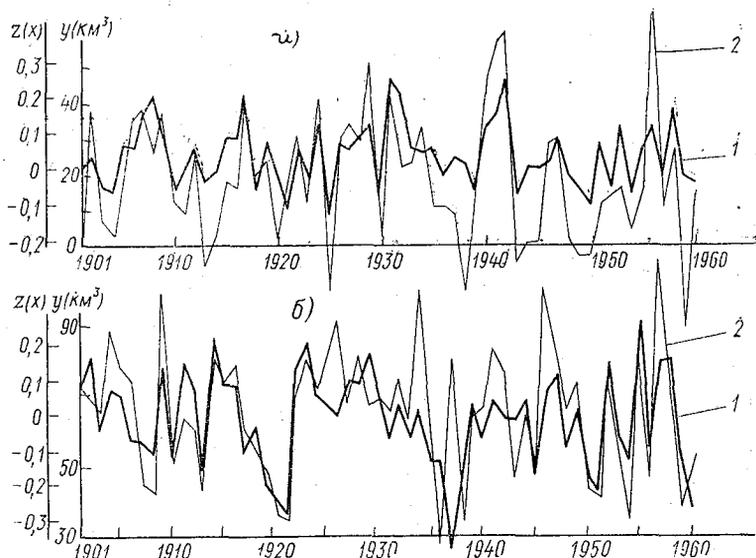


Рис. 4. Сопоставление величин стока (1) и дискриминантных функций (2) за период с 1901 по 1960 гг.:
а) — р. Днепр; б) — р. Северная Двина.

Результаты предсказания фазы или класса талого стока на независимом 15-летнем участке выборки свидетельствуют, что для каждой реки прогноз оправдался в 12 случаях из 15 (табл. 1), т. е. оправдываемость независимых прогнозов получилась вполне удовлетворительной (80%). Это позволяет рекомендовать настоящий метод для практического использования.

Прогностические уравнения для каждого из полученных классов определялись с помощью метода наименьших квадратов. Обновлялись они через каждые пять лет. Статистическая достоверность их оценивалась с помощью критерия Фишера F на пятипроцентном доверительном уровне. Эффективность предсказания характеризовалась отношением S/δ , множественным коэффициентом корреляции R и обеспеченностью связи P (в %). Кроме того, для определения тесноты связи между фактическим стоком и вычисленным по модели в целом вычислялся коэффициент корреляции r . Прогнозы выпускались в конце марта.

Результаты расчетов регрессионных зависимостей и оценок качества прогнозов представлены в табл. 2. В этой таблице верхний индекс при главных компонентах x обозначает температуру (t)

Результаты независимых прогнозов фазы талого стока

Годы	Северная Двина		Днепр		Годы	Северная Двина		Днепр	
	I	II	I	II		I	II	I	II
1961	A ₁	A ₁	A ₂	A ₂	1969	A ₂	A ₂	A ₁	A ₁
1962	A ₂	A ₂	A ₁	A ₂	1970	A ₂	A ₂	A ₁	A ₁
1963	A ₂	A ₂	A ₁	A ₂	1971	A ₁	A ₁	A ₂	A ₂
1964	A ₁	A ₂	A ₂	A ₂	1972	A ₁	A ₁	A ₂	A ₂
1965	A ₂	A ₂	A ₂	A ₂	1973	A ₂	A ₁	A ₂	A ₂
1966	A ₁	A ₁	A ₂	A ₂	1974	A ₁	A ₁	A ₂	A ₂
1967	A ₂	A ₂	A ₁	A ₂	1975	A ₂	A ₂	A ₂	A ₂
1968	A ₂	A ₂	A ₂	A ₂					

Примечание: I — фаза фактическая, II — прогноз фазы.

или давление воздуха (p), нижние два — соответственно номер главной компоненты и месяц, к которому она относится.

Из табл. 2 видно, что все уравнения статистически значимы и обеспечивают довольно высокую эффективность прогноза. Каждый из выделенных классов стока имеет свой набор информативных предикторов. Различаются они и для рек, что вполне понятно, так как Днепр и Северная Двина находятся в разных климатических зонах. Отметим также, что для обеих рек наиболее информативными в отношении величины ожидаемого стока оказались преимущественно характеристики термических условий на ЕТС в осенне-зимний период.

Результаты испытания настоящей кусочно-линейной модели на независимом участке выборки приведены в табл. 3. Как и следовало ожидать, эффективность независимых прогнозов несколько снизилась по сравнению с зависимыми. Тем не менее она оказалась вполне достаточной, чтобы рекомендовать этот метод для практического использования.

Наглядное сопоставление наблюдаемых и рассчитанных по модели значений талого стока приведено на рис. 5.

В заключение необходимо отметить, что предлагаемая модель прогноза талого стока р. Днепра и Северной Двины может быть, по-видимому, заметно улучшена за счет введения в качестве предикторов дополнительной информации о полях осадков на ЕТС в осенне-зимний период. Кроме того, как показал качественный анализ формирования талого стока рассматриваемых рек для лет

РЕЗУЛЬТАТЫ ЗАВИСИМЫХ ПРОГНОЗОВ СТОКА

Река	Период времени (годы)	Класс стока	Уравнение регрессии	R	r	P%	F _{выч.}	F _{набл.}
Северная Двина	1901—1960	A ₁	$y = 73,88 + 0,39x_{3я}^p + 0,64x_{2н}^t - 0,34x_{2ф}^t - 0,37x_{20}^p - 0,24x_{1д}^p$	0,77	0,92	90	8,31	2,57
		A ₂	$y = 53,02 - 0,43x_{1м}^t + 0,77x_{2н}^t + 0,27x_{3д}^p - 0,12x_{1м}^p + 0,64x_{30}^t$	0,64			3,03	2,68
	1901—1965	A ₁	$y = 73,87 + 0,48x_{3я}^p + 0,73x_{2н}^t - 0,33x_{2ф}^t - 0,31x_{20}^p + 0,17x_{1д}^t$	0,80	0,93	91	10,70	2,55
		A ₂	$y = 53,16 + 0,33x_{2н}^t - 0,37x_{1м}^t - 0,10x_{1я}^p + 0,99x_{3н}^t - 0,14x_{1н}^p$	0,65			3,61	2,62
	1901—1970	A ₁	$y = 73,90 + 0,46x_{3я}^p + 0,55x_{2н}^t - 0,22x_{2ф}^t - 0,28x_{20}^p + 0,14x_{1д}^t$	0,76	0,93	91	8,88	2,52
		A ₂	$y = 52,80 + 0,57x_{2н}^t - 0,37x_{1м}^t + 0,24x_{3д}^p + 1,00x_{3м}^t - 0,12x_{1н}^p$	0,69			5,01	2,59
Днепр	1901—1960	A ₁	$y = 30,40 - 0,40x_{1м}^t - 0,89x_{3м}^t + 0,79x_{3н}^t + 0,29x_{3д}^p - 0,26x_{2н}^t$	0,79	0,94	95	8,88	2,60
		A ₂	$y = 18,07 + 0,24x_{2д}^t + 0,09x_{1я}^p + 0,22x_{3я}^p + 0,25x_{2ф}^t - 0,50x_{3я}^t$	0,83			11,12	2,64
	1901—1965	A ₁	$y = 29,32 - 0,29x_{1м}^t - 0,26x_{1ф}^t - 0,37x_{3ф}^p - 0,38x_{3м}^t - 0,11x_{1д}^t$	0,73	0,92	92	6,45	2,57
		A ₂	$y = 17,71 - 0,17x_{2д}^t + 0,77x_{1д}^p - 0,50x_{3я}^t - 0,13x_{2ф}^t + 0,14x_{3я}^t$	0,72			5,84	2,59
	1901—1970	A ₁	$y = 28,98 - 0,32x_{1м}^t - 0,26x_{1ф}^t - 0,38x_{3ф}^p - 0,42x_{3м}^t - 0,12x_{1д}^t$	0,74	0,92	91	7,22	2,55
		A ₂	$y = 18,39 + 0,30x_{3д}^t + 0,09x_{1я}^p - 0,15x_{1д}^t - 0,15x_{2м}^p + 0,10x_{3я}^p$	0,72			6,46	2,55

Результаты независимых прогнозов фазы талого стока

Северная Двина			Днепр		
S/σ	R	$P\%$	S/σ	R	$P\%$
0,73	0,68	66	0,69	0,72	67

с большими ошибками в прогностических значениях стока, при уточнении прогностической модели целесообразно расширить границы предшествующего периода, метеорологическая информация за которой используется в качестве предикторов при прогнозе.

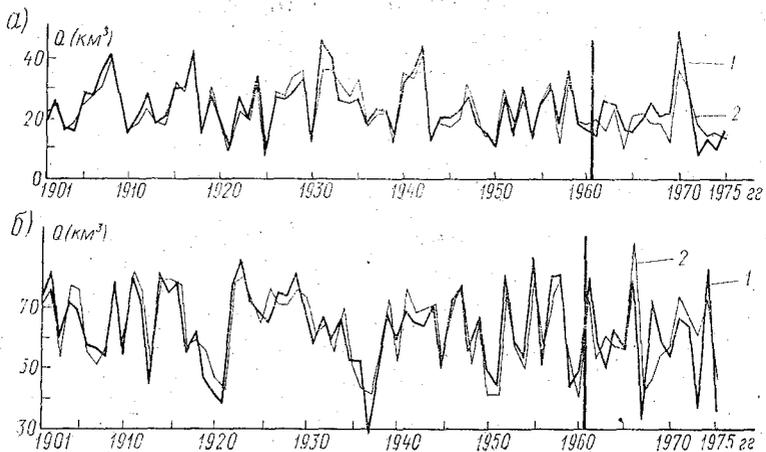


Рис. 5. Наблюдаемые (1) и рассчитанные (2) значения талого стока за 1901—1975 гг.

а) — р. Днепр; б) — р. Северная Двина

Поэтому следует при прогнозе талого стока учитывать атмосферные условия на ЕТС за предшествующее лето и начало осени. В целом же есть основания считать возможным разработку удовлетворительной физико-статистической модели прогноза талого стока рек только по данным стандартной метеорологической информации, характеризующей поля атмосферной циркуляции в осенне-зимний период на достаточно большой территории. Использование такой информации позволяет создать автоматизированную прогностическую систему с уточнением прогноза по мере поступления информации.

ЛИТЕРАТУРА

1. Андерсон Т. Введение в многомерный статистический анализ. — М.: Физматгиз, 1963. — 500 с.
2. Смирнов Н. П. Пространственные закономерности многолетних колебаний стока рек ЕТС. — Водные ресурсы, 1973, № 2, с. 21—32
3. Уилкс С. Математическая статистика. — М.: Наука, 1967. — 632 с.

УДК 551.482

В. Г. ГУТНИЧЕНКО (ЛГМИ)

ПРЕОБРАЗОВАНИЕ РЯДОВ НАБЛЮДЕНИЙ С ЦЕЛЬЮ ПОВЫШЕНИЯ ТОЧНОСТИ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ДИНАМИКО-СТАТИСТИЧЕСКИМ МЕТОДОМ

Динамико-статистический метод сверхдолгосрочного прогнозирования [2] получил широкое распространение в различных областях гидрометеорологии. Однако во многих случаях точность прогнозирования этим методом недостаточна для его практического использования. В связи с этим разрабатываются различные приемы улучшения названного метода в применении к прогнозированию конкретных процессов [4, 11]. В период с 1978 г. нами также был предложен ряд таких приемов [5, 10]. Все они основаны на трансформации исходных рядов наблюдений с помощью того или иного функционального преобразования. Целью настоящей работы является: построение единой теоретической базы, объединяющей предложенные приемы; совместный анализ этих приемов; оценка точности прогнозирования на массовом независимом материале.

Как известно, численная реализация динамико-статистического метода прогнозирования осуществляется с помощью аппарата множественной линейной корреляции, основанного на принципе наименьших квадратов, и сводится в конечном итоге к решению системы линейных уравнений большого порядка

$$r(\tau) = \sum_{i=1}^n \kappa(i) \cdot r(\tau-i), \quad \tau=1, 2, \dots, n, \quad (1)$$

где $r(\tau)$ — внутрирядная корреляционная функция; $\kappa(i)$ — коэффициенты веса; n — порядок системы уравнений.

Наиболее эффективные оценки весовых коэффициентов k этой системы, исходя из принципа наименьших квадратов, могут быть получены при выполнении ряда условий, основными из которых являются следующие. Во-первых, внутрирядные связи в исходных рядах наблюдений должны быть линейными. Если это не так, то коэффициенты корреляции не могут служить надежными показателями тесноты связи, а следовательно, и коэффициенты веса не будут эффективными. Во-вторых, исходные ряды наблюдений должны подчиняться нормальному закону распределения. Это требование следует из того, что в основе принципа наименьших квадратов лежит предположение о том, что возможная ошибка расчетов одинакова для всех значений исходного ряда, справедливое только тогда, когда распределение исходных значений подчиняется нормальному закону. Если, допустим, распределение ограничено снизу, т. е. имеет положительную асимметрию, то ошибка минимальных значений должна быть меньше средней ошибки. В противном случае рассчитанные максимальные значения исследуемого процесса будут занижены, а для минимальных значений могут быть получены значения меньше, чем возможные. Так, например, для рядов стока могут быть получены отрицательные значения. В-третьих, решение системы линейных уравнений (1) должно быть устойчивым. Если это не так, то коэффициенты R будут наилучшими только для исходной выборки наблюдений, а для последующей независимой выборки заметно менее подходящими.

Следует отметить, что влияние каждого из перечисленных факторов неизвестно, причем несоблюдение одного из них или всех вместе может привести к снижению эффективности использования динамико-статистического метода.

Для линеаризации корреляционных связей и нормализации рядов наблюдений, а также для повышения устойчивости решения при прогнозировании динамико-статистическим методом в данной работе предлагается использовать преобразование исходных рядов путем логарифмирования их значений, нормализации по методу Г. А. Алексеева и разложения по естественным ортогональным функциям.

Разработка и оценка эффективности использования названных приемов трансформации производилась на основе численных экспериментов, заключающихся в поверочном и независимом прогнозировании динамико-статистическим методом по исходным и трансформированным рядам. Оценка качества поверочного прогнозирования производилась по коэффициенту корреляции фактических и спрогнозированных значений стока — $R_{\text{фр}}$ и критерию случайности — δ^* , равному отношению дисперсии ошибки к дисперсии исходного ряда. Оценка качества независимого** прогнозирования

* Необходимость использования δ обоснована в [9].

** Независимое прогнозирование производилось на период с 1961 по 1970 гг. Все параметры рассчитывались за предшествующий период.

производилась по обеспеченностям $P_{пр}$, P_M , P_y , где $P_{пр}$, P_M , P_y — обеспеченности прогнозов соответственно природных***, составленных динамико-статистическим методом и уточненных при использовании трансформаций исходных рядов. Допустимая ошибка принималась равной $0,674 \sigma$ и $1/5$ многолетней амплитуды (A_M). В качестве исходных данных использовались ряды среднего годового стока продолжительностью от 68 до 93 лет, а также годовых и квартальных значений полезного и бокового притока в озеро Байкал и реку Ангара на участке Иркутская — Братская ГЭС продолжительностью 80 лет.

Логарифмизация рядов наблюдений

Названный способ трансформации заключается в логарифмическом преобразовании всех значений стока исходного ряда наблюдений. При этом, если значения исходного ряда Q_1, Q_2, \dots, Q_N имеют область изменения от 0 до ∞ , т. е. ряд заведомо асимметричен, тогда ряд преобразованных значений $U_i = \ln Q$ будет уже изменяться в пределах от $-\infty$ до ∞ , т. е. по характеру распределения приближается к нормальному. Такой подход весьма прост в техническом отношении. Однако он несколько неудобен, так как при проведении расчетов приходится пользоваться логарифмическим «языком». Это значит, что в логарифмической шкале производятся все необходимые сопоставления и лишь в конце расчетов итоговые характеристики выражаются в натуральных единицах. К будущим более существенным недостаткам этого приема относятся следующие. Во-первых, логарифмическое преобразование не может быть использовано для отрицательных значений. Во-вторых, на результаты расчетов при использовании логарифмирования могут сильно сказаться значительные отклонения одного-двух значений в области минимума, что приводит к отрицательному смещению. Необходимо учитывать также, что в случае логарифмического преобразования аппарат множественной корреляции доводит до минимума относительные отклонения исходных переменных, поэтому появляется необходимость введения поправок, чтобы избежать смещения.

Оценка качества поверочного прогнозирования по оптимальным расчетным периодам [11] исходных и трансформированных рядов для различных градаций общего коэффициента корреляции (табл. 1) показала, что в среднем при значениях общего коэффициента корреляции $R_{фр}$, не превышающих 0,75, трансформация путем логарифмирования оказалась эффективной. При значениях общего коэффициента корреляции, больших 0,75, логарифмирование исходных рядов либо не увеличивает, либо понижает точность поверочного прогнозирования. Исключение составляют ряды стока

*** В качестве природного прогноза используется среднее многолетнее значение прогнозируемого элемента.

со значительной асимметричностью ($C_s \geq 3C_v$), для которых точность прогнозирования динамико-статистическим методом повышается и при значениях общего коэффициента корреляции, больших 0,75.

Таблица 1

Эффективность логарифмирования при прогнозировании динамико-статистическим методом

$R \leq$	По исходному ряду		По трансформированному ряду		Число рядов
	R	δ	R	δ	
0,65	0,62	0,72	0,67	0,69	1
0,70	0,68	0,59	0,71	0,56	4
0,75	0,72	0,53	0,74	0,49	10
0,80	0,73	0,51	0,75	0,48	16
0,85	0,76	0,45	0,77	0,44	25
0,90	0,79	0,42	0,79	0,42	31

Таблица 2

Оценка результатов независимого прогнозирования по логарифмам исходных рядов наблюдений

Река — пункт	При допустимой ошибке, равной					
	0,674 σ			1/5 A_M		
	$P_{пр}$	P_M	P_y	$P_{пр}$	P_M	P_y
Десна — Чернигов	60	60	80	70	70	80
Днепр — Орша	30	30	60	60	50	70
Западная Двина — Витебск	40	60	60	50	60	90
Иртыш — Тобольск	50	40	50	70	60	60
Кама — Пермь	60	60	70	80	70	80
Нева — Новосаратовка	50	70	60	90	80	90
Ока — Калуга	40	50	50	70	60	80
Полезный приток в оз. Байкал						
I квартал	80	80	90	80	80	100
II квартал	30	50	50	60	70	70
IV квартал	50	40	60	80	70	80
Боковой приток в р. Ангару						
I квартал	90	70	100	100	100	100
Средняя обеспеченность	53	55	67	74	70	82

Оценка качества независимого прогнозирования по исходным и трансформированным рядам стока, представленная в табл. 2, показала, что средняя оправдываемость прогнозов, составленных динамико-статистическим методом по исходным и логарифмированным рядам, составила соответственно 55 и 67% при оценке по 0,6748 и 70,82% при оценке по 1/5 амплитуды. Природная обеспеченность этих прогнозов равна соответственно 53 и 74%. Таким образом, обеспеченность независимых прогнозов за счет использования логарифмирования возросла в среднем на 12% и превысила природную обеспеченность на 14% при оценке по 0,674 δ.

Нормализация рядов наблюдений

Нормализация рядов стока состоит в использовании объективного численного метода выравнивания и нормализации нелинейных попарномонотонных корреляционных связей Г. А. Алексеева [1]. Нормализация исходных переменных в этом случае осуществляется путем двух последовательно выполненных монотонных преобразований. Первое преобразование заключается в замене исходных значений их эмпирическими вероятностями превышения, а второе — в замене вероятностей превышения нормированными переменными по известной таблице значений нормальной нормированной интегральной функции распределения [1]. Полученные значения нормализованных переменных используются для построения прогностического уравнения. Такое преобразование исходных переменных позволяет не только перейти к нормальному закону распределения, но и линеаризовать внутрирядные связи в случае, если они имеют монотонно возрастающий или убывающий характер. Вместе с тем следует отметить, что переход от фактических переменных к нормализованным связан с некоторой идеализацией. Во-первых, при нормализации уменьшается дисперсия исходных переменных и, во-вторых, обратный переход от нормализованных переменных к исходным производится по сглаженной теоретической кривой распределения, которая не всегда точно соответствует эмпирической. В этом случае правильный выбор теоретического закона распределения значений исследуемого процесса является определяющим.

Оценка эффективности нормализации при прогнозировании динамико-статистическим методом для различных градаций общего коэффициента корреляции, представленная в табл. 3, показала, что точность поверочного прогнозирования по нормализованным рядам в среднем повышается при значениях общего коэффициента корреляции, меньших 0,80.

Результаты независимого прогнозирования динамико-статистическим методом по исходным и нормализованным рядам стока представлены в табл. 4. Как следует из приведенных данных, средняя обеспеченность независимых прогнозов по исходным и нормализованным рядам составляет соответственно 55 и 65% при оценке

по 0,6748, т. е. в среднем обеспеченность прогнозов за счет нормализации возросла на 10% и превышает природную на 12%. При оценке по 1/5 амплитуды обеспеченность прогнозов по исходным и нормализованным рядам в среднем составляет соответственно 70; 77%, т. е. обеспеченность возросла за счет нормализации на 7% и превысила природную на 5%.

Таблица 3

Эффективность нормализации при прогнозировании динамико-статистическим методом

R <	По исходному ряду		По трансформированному ряду		Число рядов
	R	δ	R	δ	
0,65	0,64	0,64	0,69	0,55	2
0,70	0,67	0,59	0,71	0,51	4
0,75	0,70	0,53	0,73	0,48	10
0,80	0,72	0,53	0,74	0,49	14
0,85	0,76	0,46	0,76	0,46	22
0,90	0,78	0,43	0,77	0,44	27

Таблица 4

Оценка результатов независимого прогнозирования по нормализованным рядам стока

Река — пункт	При допустимой ошибке, равной					
	0,674 σ			1/5 A _м		
	P _{пр}	P _м	P _у	P _{пр}	P _м	P _у
Десна — Чернигов	60	60	60	70	70	70
Днепр — Орша	30	30	60	60	50	70
Западная Двина — Витебск	40	60	60	50	60	60
Иртыш — Тобольск	50	40	70	70	60	80
Кама — Пермь	60	60	60	80	70	70
Нева — Новосаратовка	50	70	60	90	80	90
Ока — Калуга	40	50	50	70	60	80
Полезный приток в оз. Байкал						
I квартал	80	80	80	80	80	80
II квартал	30	50	40	60	70	70
IV квартал	50	40	70	60	70	90
Боковой приток в р. Ангару						
I квартал	90	70	100	100	100	100
Средняя обеспеченность	53	55	65	72	70	77

Преобразование рядов наблюдений с помощью разложения по естественным ортогональным функциям

Основной задачей при анализе циклических колебаний стока является выделение основной информации о закономерностях развития процесса во времени или так называемой динамической составляющей, связанной с календарной последовательностью смены лет различной водности. Эти закономерности в значительной степени завуалированы от исследователя наложением случайной составляющей, обусловленной статистической структурой рядов, неоднородностью по точности измерений и расчетов во времени, а также появлением выбросов, сформированных в результате преобладающего влияния какой-либо причины в отдельные годы. Для выделения динамической составляющей в настоящее время используются различные методы фильтрации или сглаживания случайной составляющей, среди которых широкое распространение получили методы разностных интегральных кривых, скользящего однократного или многократного сглаживания, фильтрации биномиальными или другими фильтрами. Однако все существующие методы фильтрации наряду с известными положительными сторонами, по нашему мнению, имеют важный принципиальный недостаток, заключающийся в том, что в результате их использования существенно меняется внутрирядная структура процессов стока [6]. Как показано в работе [6], при использовании метода разложения по естественным ортогональным функциям для фильтрации случайной и выделения динамической составляющих общий характер внутрирядной структуры процессов стока не меняется. Наряду с этим при исключении случайной составляющей с помощью метода разложения по естественным ортогональным функциям повышается устойчивость решения уравнения (1), а следовательно, и точность прогнозирования динамико-статистическим методом.

Преобразование исходных рядов стока с помощью разложения по естественным ортогональным функциям детально изложено в работах [3, 7, 6, 5], отметим здесь только следующие особенности использования его в данном случае. Во-первых, если в известных приложениях разложения по естественным ортогональным функциям исходные значения задаются в виде множества реализаций, то в данном случае используется только одна реализация. Во-вторых, определение параметров разложения производится по матрице, составленной из последовательности коэффициентов корреляции внутрирядной связи при различных временных сдвигах. В-третьих, определение количества собственных векторов, несущих полезную информацию о календарной последовательности значений стока, производится путем назначения величины отношения

$$\rho_h^2 = \frac{\sum_{i=1}^h \lambda_i}{\sum_{i=1}^n \lambda_i}, \quad (2)$$

где n — порядок корреляционной матрицы; h — количество векторов, несущих полезную информацию; λ_i — собственные числа корреляционной матрицы.

Задается ρ_h^2 равным 0,9; 0,8; 0,7, т. е. принимается, что дисперсия случайной составляющей может составлять соответственно 10; 20; 30% от дисперсии исходного ряда. Если в результате трансформации рядов наблюдений по естественным ортогональным функциям корреляционные функции исходных и трансформированных рядов сохраняют фазы, а точность поверочного прогнозирования динамико-статистическим методом по трансформированным рядам возрастает, то преобразование исходных рядов считается эффективным и нам действительно в ходе трансформации удается частично или полностью отфильтровать случайную составляющую, не нарушив при этом динамических закономерностей.

Прогнозирование динамико-статистическим методом при трансформации по естественным ортогональным функциям осуществляется двумя способами, первый из которых состоял в непосредственном прогнозировании трансформированного ряда на заданный процент дисперсии исходного, а второй — в прогнозировании временных функций и последующей композиции прогнозируемого значения по формуле

$$Q(t+\tau) = \sum_{j=1}^h T_j(t+1)\varphi_j(\tau), \quad \tau=1, 2, \dots, \tau_{\max}, \quad (3)$$

где $Q(t+\tau)$ — спрогнозированные значения исходного ряда; $T_j(t+1)$ — спрогнозированные значения временных функций; $\varphi_j(\tau)$ — значения собственных векторов; h — количество собственных векторов, необходимое для достижения требуемой точности аппроксимации.

Оценка качества поверочного прогнозирования динамико-статистическим методом по исходным и трансформированным с помощью разложения по естественным ортогональным функциям двумя перечисленными выше способами рядам для различных градаций коэффициента корреляции фактических и спрогнозированных значений представлена в табл. 5. Очевидно, что в среднем при всех значениях коэффициента корреляции использование разложения по естественным ортогональным функциям приводит к повышению точности поверочного прогнозирования.

Оценка результатов независимого прогнозирования в четырех модификациях: по трансформированным рядам и временным функциям (соответственно способ I и II) при ρ_h^2 , равном 80 и 90%, приведена в табл. 6. Как следует из таблицы, средняя оправдываемость прогнозов динамико-статистическим методом при оценке по 0,6748 по исходным и трансформированным рядам составила соответственно 52 и 62%, при оценке по 1/5 амплитуды — 71 и 77%. Таким образом, точность прогнозов возросла в среднем на 10 и 6%.

Таблица 5

Эффективность разложения по естественным ортогональным функциям
при прогнозировании динамико-статистическим методом

R %	По исходным рядам		По трансформированным рядам на заданный процент дисперсии								Число рядов
			способ I				способ II				
	90%		80%		90%		80%				
	R	δ	R	δ	R	δ	R	δ	R	δ	
0,60	0,57	0,68	0,76	0,46	0,77	0,43	0,79	0,39	0,73	0,47	5
0,65	0,58	0,68	0,75	0,47	0,78	0,42	0,80	0,36	0,76	0,43	7
0,70	0,62	0,61	0,77	0,42	0,79	0,40	0,84	0,29	0,82	0,33	12
0,75	0,66	0,57	0,79	0,36	0,81	0,37	0,85	0,29	0,82	0,33	17
0,80	0,66	0,57	0,79	0,36	0,81	0,37	0,85	0,29	0,80	0,36	18
0,85	0,67	0,56	0,80	0,35	0,81	0,36	0,85	0,28	0,81	0,34	19

По отдельным модификациям средняя обеспеченность изменяется в пределах от 58 до 68% при оценке по 0,674 δ и от 75 до 79% при оценке по 1/5 амплитуды. При оценке прогнозов в отдельных случаях одна из модификаций является неэффективной, т. е. обеспеченность прогнозов на ее основе ниже или равна обеспеченности метода. В связи с этим важно выяснить, какую модификацию использовать в каждом конкретном случае. В качестве первого приближения при выборе модификации можно ориентироваться на среднюю точность поверочного прогнозирования. С этой целью в табл. 7 приведены средние оценки поверочных прогнозов ($R_{\text{пр}}$, σ , P), рассчитанные при выпуске независимых прогнозов по десяти расчетным периодам. В соответствии с точностью этих поверочных прогнозов в табл. 8 приведены рекомендуемые модификации и обеспеченности прогнозов. Очевидно, что средняя оправдываемость независимых прогнозов при оценке по 0,674 δ по выбранным модификациям составляет 70%, т. е. на 16% выше обеспеченности метода ($P_{\text{м}} = 54\%$) и на 18% выше природной обеспеченности ($P_{\text{пр}} = 52\%$). При оценке по 1/5 амплитуды средняя оправдываемость прогнозов за счет трансформации возросла на 9%.

Таким образом, для учета особенностей математического аппарата, используемого при практической реализации динамико-статистического метода, нами рассмотрены три способа преобразования исходных рядов наблюдений. Все они позволяют повысить точность поверочного и независимого прогнозирования. Наиболее перспективным, по-нашему мнению, является метод разложения по естественным ортогональным функциям.

Оценка результатов независимого прогнозирования с использованием разложения по естественным ортогональным функциям

Река — пункт	При допустимой ошибке, равной											
	0,674σ						1/5 A _м					
			I		II				I		II	
	P _{пр}	P _м	90%	80%	90%	80%	P _{пр}	P _м	90%	80%	90%	80%
		P _у	P _у	P _у	P _у			P _у	P _у	P _у	P _у	
Десна — Чернигов	60	60	70	80	60	70	70	70	80	80	70	70
Днепр — Орша	30	30	50	30	50	60	70	60	70	70	70	70
Иртыш — Тобольск	50	40	40	50	60	60	70	60	60	70	80	60
Кама — Пермь	60	60	70	60	60	60	80	70	80	70	80	80
Нева — Новосаратовка	50	70	70	70	90	70	80	80	80	90	90	80
Ока — Калуга	40	50	60	60	60	60	60	70	70	80	70	80
Тихвинка — Горелуха	60	50	40	60	30	60	70	70	80	80	80	80
Полезный приток в оз. Байкал												
I квартал	80	80	80	80	90	80	80	80	80	80	90	90
II квартал	30	50	40	40	60	50	60	70	70	70	80	80
Боковой приток в р. Ангару												
III квартал	60	50	80	50	80	60	70	80	80	90	80	80
Средняя обеспеченность	52	54	68	58	64	63	71	71	75	78	79	77

Средние оценки проверочных прогнозов за период независимого прогнозирования.

Река — пункт	Исходный ряд			Трансформированный на различный процент дисперсии											
				способ I, 90%			способ II, 90%			способ I, 80%			способ II, 80%		
	R	δ	P	R	δ	P	R	δ	P	R	δ	P	R	δ	P
Десна — Чернигов	0,76	0,42	73	0,86	0,25	79	0,81	0,35	86	0,83	0,31	77	0,77	0,42	79
Днепр — Орша	0,67	0,56	64	0,82	0,33	73	0,85	0,28	82	0,71	0,53	68	0,85	0,26	86
Иртыш — Тобольск	0,80	0,36	73	0,84	0,29	75	0,90	0,19	84	0,84	0,29	72	0,92	0,17	88
Кама — Пермь	0,77	0,50	70	0,82	0,33	76	0,80	0,38	74	0,80	0,39	72	0,79	0,40	70
Нева — Новосаратовка	0,75	0,44	66	0,82	0,32	74	0,90	0,20	87	0,84	0,30	71	0,86	0,26	82
Ока — Калуга	0,56	0,69	61	0,70	0,52	61	0,80	0,37	83	0,72	0,50	60	0,74	0,47	77
Тихвинка — Горелуха	0,70	0,51	68	0,78	0,39	70	0,76	0,41	74	0,78	0,39	72	0,81	0,35	83
Полезный приток в оз. Байкал															
I квартал	0,45	0,82	70	0,59	0,71	72	0,65	0,60	85	0,60	0,68	78	0,63	0,61	79
II квартал	0,62	0,62	57	0,76	0,43	63	0,76	0,41	79	0,77	0,40	72	0,75	0,42	75
Боковой приток в р. Ангару															
III квартал	0,61	0,64	55	0,74	0,42	72	0,87	0,25	83	0,78	0,40	66	0,83	0,29	75

Оценка результатов независимого прогнозирования динамико-статистическим методом с использованием выбранных модификаций разложения по естественным ортогональным функциям

Река — пункт	При допустимой ошибке, равной						Рекомендуемая модификация
	0,674 σ			1/5 A_m			
	$P_{пр}$	P_m	P_y	$P_{пр}$	P_m	P_y	
Десна — Чернигов	60	60	70	70	70	80	способ I, 90%
Днепр — Орша	30	30	60	70	60	70	способ II, 80%
Иртыш — Тобольск	50	40	60	70	60	80	способ II, 90%
Кама — Пермь	60	60	70	80	70	80	способ I, 90%
Нева — Новосаратовка	50	70	90	80	80	90	способ II, 90%
Ока — Калуга	40	50	60	60	70	70	способ II, 90%
Тихвинка — Горелуха	60	50	60	70	70	80	способ II, 80%
Полезный приток в оз. Байкал							
I квартал	80	80	90	80	80	90	способ II, 90%
II квартал	30	50	60	60	70	80	способ II, 90%
Боковой приток в р. Ангару							
III квартал	60	50	80	70	80	80	способ II, 90%
Средняя обеспеченность	52	54	70	71	71	80	

ЛИТЕРАТУРА

1. Алексеев Г. А. Объективные методы выравнивания и нормализации корреляционных связей. — Л.: Гидрометеиздат, 1971, — 363 с.
2. Алехин Ю. М. Множественное линейное экстраполирование макропроцессов (динамико-статистический метод прогнозирования). — Тр. ЛГМИ, 1968, вып. 28, с. 60—77.
3. Багров Н. А. Аналитическое представление последовательности метеорологических полей посредством естественных ортогональных составляющих. — Тр. ЦИП, 1959, вып. 74, с. 4—24.
4. Борис Л. И., Шелутко В. А. О выборе оптимальных условий при прогнозировании океанологических процессов динамико-статистическим методом — Тр. ЛГМИ, 1975, вып. 56, с. 115—123.
5. Гутниченко В. Г. Некоторые приемы повышения точности сверхдлгосрочного прогнозирования динамико-статистическим методом. — Тр. IV конференции молодых ученых и специалистов ЛГМИ. Деп. в ВИНТИ. № 4195 — 79. — 6 с.
6. Гутниченко В. Г. Анализ внутрирядной структуры рядов среднего годового стока на основе разложения по естественным ортогональным функциям. — В сб.: Вопросы гидрологии суши. — Доклады конференции молодых ученых и специалистов., 1980, с. 106—112.
7. Мещерская А. В. и др. Естественные составляющие метеорологических полей. — Л.: Гидрометеиздат, 1970. — 200 с.
8. Шелутко В. А. Техника статистических вычислений в гидрологии. — Л., Изд. ЛПИ им. Калинина, 1977. — 175 с.

9. Шелутко В. А. Приведение стока к расчетному периоду с учетом внутриводной корреляционной связи. Тр. ЛГМИ, вып. 30, с. 26—47.
 10. Шелутко В. А., Гутниченко В. Г. Уточнение сверхдолгосрочных прогнозов динамико-статистическим методом с помощью преобразования исходной информации. — В сб.: Вопросы условий формирования речного стока и его расчеты. Межведомственный сборник, изд. ЛПИ, 1981, вып. 76, с. 76—86 (ЛГМИ).
 11. Шелутко В. А., Гвоздева В. Г. Некоторые вопросы уточнения сверхдолгосрочных прогнозов геофизических процессов динамико-статистическим методом. — Тр. ЛГМИ, 1975, вып. 56, с. 73—85.
-

УДК 551.482

В. Г. ГВОЗДЕВА (ЛГМИ)

НЕКОТОРЫЕ ИТОГИ ОПЕРАТИВНОГО ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ДАТ ЛЕДОВЫХ ЯВЛЕНИЙ В БАССЕЙНЕ р. ОБИ

В Ленинградском гидрометеорологическом институте, начиная с 1970 г., разрабатываются приемы сверхдолгосрочного прогнозирования дат ледовых явлений на реках Сибири динамико-статистическим методом Ю. М. Алехина.

С 1971 г. производился выпуск оперативных прогнозов с заблаговременностью 8—10 месяцев по бассейну р. Оби. Анализ результатов прогнозирования за 1972—73 гг. приведен в работе [6]. Как известно, применение динамико-статистического метода рекомендуется к объектам природы, характеризующимся большим масштабом распространения во времени и пространстве, т. е. к макропроцессам. Выбранные в качестве объекта прогнозирования даты ледовых явлений (даты появления ледовых образований, начало ледостава, вскрытие и очищение) тоже в некоторой степени связаны с макропроцессами, являясь следствием атмосферной циркуляции, изменений температуры воздуха на больших территориях и т. д. При этом необходимо учесть важность сверхдолгосрочных прогнозов дат ледовых явлений, так как они связаны с продолжительностью навигационного периода на реках.

Начиная с 1979 г. оперативные прогнозы выпускаются по бассейну р. Оби в девяти пунктах: три пункта на р. Оби — Александровское, Сургут, Салехард; шесть пунктов на р. Иртыше и его притоках: Омск, Тобольск, Ханты-Мансийский; Тура — Тюмень; Тобол — Иевлево; Тавда — Тавда (табл. 1, 2).

Таблица 1

Характерные даты весенних ледовых явлений

Река — пункт	Период наблюдений (год)	Число лет наблюдений	Дата вскрытия			А ампли-туда	Дата очищения ото льда			А ампли-туда
			средняя	ранняя	поздняя		средняя	ранняя	поздняя	
Иртыш—Омск	1891—1980	90	25/IV	12/IV	10/V	28	2/V	17/IV	16/V	29
Иртыш—Тобольск	1891—1980	90	27/IV	16/IV	11/V	25	3/V	20/IV	20/V	30
Иртыш—Ханты-Мансийск	1893—1980	88	6/V	22/IV	22/V	30	10/V	26/IV	25/V	29
Обь—Александровское	1895—1980	85	10/V	23/IV	25/V	32	15/V	30/IV	31/V	32
Обь—Сургут	1893—1980	88	13/V	27/IV	26/V	29	19/V	1/V	1/VI	31
Обь—Салехард	1933—1980	48	28/V	16/V	13/VI	23	1/VI	20/V	16/VI	26
Тура—Тюмень	1896—1980	84	16/IV	22/III	5/V	44	24/IV	9/IV	11/V	32
Тобол—Иевлево	1891—1980	90	24/IV	10/IV	13/V	33	28/IV	16/IV	16/V	30
Тавда—Тавда	1923—1980	58	24/IV	8/IV	10/V	32	26/IV	9/IV	11/V	32

Характерные даты осенних ледовых явлений

Таблица 2

Река — пункт	Период наблюдений (год)	Число лет наблюдений	Дата появления ледовых образований			А ампли-туда	Дата ледостава			А ампли-туда
			средняя	ранняя	поздняя		средняя	ранняя	поздняя	
Иртыш—Омск	1891—1980	90	2/XI	14/X	22/XI	38	11/XI	20/X	29/XI	37
Иртыш—Тобольск	1891—1980	90	4/XI	15/X	22/XI	35	12/XI	25/X	6/XII	42
Иртыш—Ханты-Мансийск	1893—1980	88	3/XI	13/X	20/XI	31	12/XI	25/X	1/XII	35
Обь—Александровское	1895—1980	85	30/X	15/X	15/XI	31	6/XI	22/X	20/XI	29
Обь—Сургут	1893—1980	88	28/X	15/X	14/XI	30	5/XI	21/X	26/XI	36
Обь—Салехард	1933—1980	48	23/X	8/X	7/XI	29	30/X	12/X	13/XI	32
Тура—Тюмень	1896—1980	84	1/XI	12/X	20/XI	36	6/XI	14/X	6/XII	48
Тобол—Иевлево	1891—1980	90	1/XI	13/X	21/XI	38	5/XI	15/X	26/XI	42
Тавда—Тавда	1923—1980	58	7/XI	13/X	23/XI	35	8/XI	14/X	30/XI	37

По каждому пункту выбирались четыре ряда календарных наблюдений: даты вскрытия, очищения ото льда, появления ледовых образований, наступления ледостава. Продолжительность рядов наблюдений колеблется от 48 до 90 лет. Для использования динамико-статистического метода требуется продолжительность рядов наблюдений не менее 50 лет.

Следовательно, из девяти пунктов необходимую продолжительность имеют восемь. Пропуски в некоторых рядах наблюдений восстанавливались по графикам связи с аналогом. Даты ледовых явлений меняются в широких пределах. Так, амплитуда дат вскрытия от ранней даты до поздней колеблется от 25 дней (Иртыш—Тобольск) до 44 дней (Тура—Тюмень), амплитуда дат очищения ото льда колеблется несколько в меньших пределах—от 26 дней (Обь—Салехард) до 32 дней (Тура—Тюмень); что же касается осенних ледовых явлений, то амплитуда дат появления ледовых образований меняется от 29 дней (Обь—Салехард) до 38 дней (Тобол—Иевлево), амплитуда дат ледостава—от 29 дней (Обь—Александровское) до 48 дней (Тура—Тюмень).

Динамико-статистический метод прогнозирования геофизических макропроцессов, разработанный Ю. М. Алехиным, заключается в прогнозировании исследуемого процесса по зависимости

$$q_t = f(q_{t-1}, q_{t-2}, \dots, q_{t-n}), \quad (1)$$

где q_t —прогнозируемое значение; $q_{t-1}, q_{t-2}, \dots, q_{t-n}$ —последовательности предшествующих значений многолетнего ряда в отклонении от нормы; n —период обратной связи [1, 2].

Численная реализация зависимости (1) основана на учете внутрирядных связей рассматриваемого процесса, описываемых автокорреляционной функцией $R(\tau)$ и сводится к решению линейного равенства

$$q_t = \kappa_1 q_{t-1} + \kappa_2 q_{t-2} + \dots + \kappa_n q_{t-n} = \sum_{i=1}^n \kappa_i q_{t-i}, \quad (2)$$

где $\kappa_1, \kappa_2, \dots, \kappa_n$ —коэффициенты обратной связи.

Определение коэффициентов обратной связи осуществляется с помощью множественной линейной корреляции по системе линейных уравнений

$$R(j) = \sum_{\tau=1}^n k_\tau R(\tau-j), \quad j=1, 2, \dots, n, \quad (3)$$

полученной, исходя из условия минимума дисперсии ошибки прогнозов, по равенству (2). В настоящее время для решения системы (3) используется метод Гаусса как более экономичный при расчетах на ЭЦВМ.

Для оценки возможности и эффективности прогнозирования по равенству (2) при различных периодах предыстории Ю. М. Алехин предложил теоретическую общую корреляционную функцию исходного ряда

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

где D_n — определитель матрицы, построенной из значений корреляционной функции с $n + 1$ столбцами; D_{n-1} — главный минор этого определителя, представляющий собой последовательность значений общих коэффициентов корреляции при $n = 1, 2, 3, \dots, \tau_{\max}$ [2]. Общая корреляционная функция описывает распределение интегральной коррелятивной связи любого данного члена ряда с предшествующими. Она расширяет возможности анализа внутренней скоррелированности макропроцессов и конкретизирует проблему их экстраполяции. Определение оптимального периода предыстории производится по максимальному значению общей корреляционной функции $R(n)$.

В последнее время вместо теоретической общей корреляционной функции, определяемой по формуле (4), используется эмпирическая общая корреляционная функция

$$R_{\text{фр}}(n) = \frac{\sum_{i=\tau+1}^n q_{i\text{ф}} q_{i\text{р}}}{(n - \tau - 1) \sigma_{\text{ф}} \sigma_{\text{р}}}, \quad (5)$$

где $q_{i\text{ф}}$ и $q_{i\text{р}}$ — соответственно фактические и рассчитанные по формуле (2) значения прогнозируемого элемента в отклонении от нормы; $\sigma_{\text{р}}$ — средние квадратические отклонения соответственно фактических и рассчитанных значений стока. Необходимость такой замены показана Ю. М. Алехиным [3].

Более подробно сущность динамико-статистического метода прогнозирования изложена в работах [1, 2, 3]. Поэтому остановимся лишь на некоторых вопросах его использования в применении к рядам дат ледовых явлений.

Математический аппарат прогнозирования динамико-статистическим методом основан на предположении о стационарности рассматриваемого процесса во времени. Если это предположение верно, то точность прогнозов, рассчитанных по внутрирядной корреляционной функции $R(\tau)$ и n предшествующим значениям рассматриваемого процесса, должна возрастать с увеличением продолжительности ряда наблюдений. Действительно, чем продолжительнее ряды наблюдений, тем точнее рассчитываются ординаты корреляционной функции.

Однако практика оперативного прогнозирования показала, что по рядам, продолжительностью 100 и более лет наблюдений, результаты прогнозирования менее точны, чем по рядам наблюдений продолжительностью в 60—70 лет. Подобное противоречие между теоретически ожидаемым и практическим результатами объясняется проявлением нестационарности процессов стока. Следовательно, при выпуске прогнозов следует учитывать две противоположные тенденции: с одной стороны, для повышения точности прогнозов необходимо повысить точность расчета корреляционной функции, что достигается увеличением объема выборки; с другой стороны, для уменьшения влияния нестационарности, вызывающего снижение значений корреляционной функции, рассчитанной

только в зависимости от временного сдвига τ , необходимо, чтобы объем выборки был минимальным с тем, чтобы нестационарность процессов проявилась в наименьшей степени. Разрешение этого противоречия заключается в определении оптимальной продолжительности исходного ряда наблюдений $N_{\text{опт.}}$, при которой наилучшим образом сочетались бы две противоположные тенденции. В настоящее время поиски оптимальности продолжительности производятся путем численных экспериментов, заключающихся в выпуске прогнозов при различной расчетной продолжительности исходного ряда и сопоставлении результатов прогнозирования.

Кроме того, дополнительно в качестве достаточного условия выбора оптимального периода предьстории предлагается использовать минимальное значение критерия случайности δ , определяемого по формуле

$$\delta = \frac{\sigma_{\Delta}^2}{\sigma^2}, \quad (6)$$

где σ_{Δ}^2 и σ^2 — соответственно дисперсии ошибок прогнозов и исходного ряда. Период n , при котором коэффициент корреляции фактических и прогнозируемых значений достигает максимального значения, критерий случайности — минимального значения, а их соотношение определяется приближенным равенством $R \approx \sqrt{1-\delta}$, принимается в качестве оптимального периода предьстории, при котором и осуществляется независимое прогнозирование.

Остановимся на оценке оперативных прогнозов дат ледовых явлений.

В период с 1979 по 1981 гг. оперативные прогнозы дат ледовых явлений (вскрытие, очищение ото льда, появление ледовых образований, начало ледостава) выпускались по девяти створам (табл. 1, 2), расположенным на реках Обь, Иртыш и его притоках. Прогнозы на весенний период выпускались в июне, прогнозы на осенний период — в декабре. Заблаговременность этих прогнозов составляет 9—10 месяцев. Уменьшение заблаговременности по сравнению с теоретически возможной, равной 12 месяцам, объясняется запаздыванием поступления фактических данных о датах ледовых явлений и затратой времени на выпуск прогнозов.

Выпуск оперативных прогнозов на каждый год производился по следующей схеме.

1. Отдельно за весь имеющийся период наблюдений и по периодам 50, 60, 70, 80, 90 лет по каждому конкретному ряду производился выпуск поверочных прогнозов и независимого прогноза на последующий год.

2. Анализировалась эффективность поверочных прогнозов при различной продолжительности исходного ряда (по значениям $R_{\text{фр}}$ и δ). Если эффективность оказывалась недостаточной, то независимый прогноз при данной продолжительности расчетного ряда в

Относительные ошибки оперативных прогнозов дат ледовых явлений
(в процентах от многолетней амплитуды)

Река — пункт	Фазы ледовых явлений									
	Вскрытие			Очищение			Появление ледовых образований		Ледостав	
	1979 г.	1980 г.	1981 г.	1979 г.	1980 г.	1981 г.	1979 г.	1980 г.	1979 г.	1980 г.
Иртыш—Омск	25	10	0	45	14	14	8	0	5	11
Иртыш—Тобольск	36	28	8	30	20	7	0	6	21	7
Иртыш—Ханты-Мансийск	27	27	3	24	7	3	13	35	17	17
Обь—Александровское	31	28	22	26	3	32	10	13	34	20
Обь—Сургут	20	10	20	23	3	32	3	0	25	17
Обь—Салехард	11	14	11	4	4	4	14	10	6	31
Тура—Тюмень	45	9	2	44	0	9	14	0	12	0
Тобол—Иевлево	39	3	12	27	7	3	5	3	33	2
Тавда—Тавда	12	19	0	43	0	6	0	17	21	0
Средняя величина относительной ошибки	27	16	10	29	6	12	7	8	19	12

дальнейшем во внимание не принимался. Использовались следующие методы уточнения прогнозов: учет асимметричности распределения исходных рядов с помощью логарифмирования и нормализации, с помощью разложения по естественным ортогональным функциям, прогнозы по трансформированным рядам [4, 5].

3. Отобранные значения независимых прогнозов для данного пункта осреднялись. Всего за период с 1979 по 1981 гг. было выпущено 108 оперативных прогнозов. Оправдываемость 18 из них к настоящему времени не оценивалась, так как прогнозируемые явления наступают в ноябре месяце. Из оставшихся 90 прогнозов оправдалось 64, т. е. 71% всех прогнозов. Сравнительно низкую оправдываемость оперативных прогнозов можно объяснить резко аномальной весной 1979 г., на которую приходится 18 неудовлетворительных прогнозов из всех 26. Если исключить 1979 г., то оправдываемость оперативных прогнозов возрастает до 80%.

Рассмотрим оправдываемость прогнозов по отдельным фазам и годам. Самую низкую оправдываемость (11%) имеют прогнозы дат очищения ото льда 1979 г. В то же время осенние прогнозы этого года оправдались на 56% (даты начала ледостава) и 100% (даты появления ледовых образований). Наибольшую оправдываемость имеют прогнозы 1980 г. Так, весенние прогнозы оправдались на 67% (даты вскрытия) и 100% (даты очищения ото льда), оправдываемость осенних прогнозов соответственно составляет 89%. Весенние прогнозы на 1981 г. оправдались на 89% (даты вскрытия) и 78% (даты очищения).

В табл. 3 представлены относительные ошибки оперативных прогнозов дат ледовых явлений в процентах от многолетней амплитуды. Ошибки отдельных прогнозов менялись в пределах от 0 до 45%. Осредненные по трем годам величины этих ошибок изменялись от 6 до 29% для дат весенних ледовых явлений и от 7 до 19% для дат осенних ледовых явлений. В 1981 г. средняя величина ошибки дат вскрытия составляет 10%, дат очищения — 12%.

ЛИТЕРАТУРА

1. Алехин Ю. М. Динамико-статистический метод прогнозирования макропроцессов. — Тр. ЛГМИ, 1961, вып. 11, с. 97—123.
2. Алехин Ю. М. Об общих сводных корреляционных функциях естественных макропроцессов (на примере рядов годового стока). — Тр. ЛГМИ, 1965, вып. 23, с. 41—47.
3. Алехин Ю. М. О некоторых проблемных вопросах динамико-статистического метода прогнозирования. — Тр. ЛГМИ, 1975, вып. 56, с. 3—21.
4. Гутниченко В. Г. Некоторые приемы повышения точности сверхдолгосрочного прогнозирования динамико-статистическим методом. — Тр. IV конференции молодых ученых и специалистов ЛГМИ. Деп. в ВИНТИ № 4195—79. — 6 с.
5. Гутниченко В. Г. Анализ внутрирядной структуры рядов среднего годового стока на основе разложения по естественным ортогональным функциям. — В сб.: Вопросы гидрологии суши. Доклады конференции молодых ученых и специалистов. 1980, с. 106—117.
6. Шелутко В. А., Шамина Н. И., Гвоздева В. Г. Опыт сверхдолгосрочных прогнозов дат ледовых явлений динамико-статистическим методом в бассейне р. Обь. — Тр. ЛГМИ, 1975, вып. 56, с. 86—100.

ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ СКОРРЕЛИРОВАННОСТИ ПРЕДИКТОРОВ НА ТОЧНОСТЬ ПРОГНОЗОВ И РАСЧЕТОВ ПО УРАВНЕНИЮ МНОЖЕСТВЕННОЙ РЕГРЕССИИ

Метод множественной корреляции и регрессии является одним из наиболее употребительных в практике гидрологических прогнозов и расчетов. Он с успехом применяется при исследовании зависимости стока от определяющих его факторов, при восстановлении пропусков наблюдений и приведении коротких рядов к длительному периоду, при пространственной интерполяции гидрологических характеристик и рационализации сети, в долгосрочных и краткосрочных прогнозах уровней, расходов воды, ледовых явлений и во многих других случаях.

Использование данного метода применительно к гидрологическим задачам связано с трудностями соблюдения ряда требований: отсутствие ошибок измерений в переменных, независимости между рядами-предикторами, по которым делается прогноз или расчет, достаточной для точного определения коэффициентов в уравнении регрессии длины исследуемых рядов. Кроме того, исходные данные должны подчиняться нормальному закону распределения.

Наиболее часто при практическом использовании множественной регрессии приходится сталкиваться со значительной скоррелированностью предикторов или аналогов (переменных, по которым делается прогноз или расчет), которая в совокупности с небольшой длительностью рядов приводит к тому, что полученная система линейных уравнений либо будет неопределенной, либо будет иметь неустойчивое решение относительно коэффициентов регрессии.

Для решения задачи поиска наиболее информативных предикторов имеется множество методов, различающихся между собой выбором того или иного показателя информативности и метода обследования совокупности предсказателей. В качестве показателя информативности предикторов используются коэффициент множественной корреляции или средняя квадратическая ошибка статистического прогноза [4], коэффициент корреляции между фактическими и спрогнозированными величинами [5].

Для обследования совокупности предполагаемых предикторов применяется метод полного перебора, который требует рассмотре-

ния всех возможных уравнений регрессии. Общее число уравнений равно $\sum_{k=1}^p C_l^k$, где l — количество имеющихся предикторов

в рассматриваемой совокупности; p — максимально возможное число предикторов, используемых в уравнениях регрессии ($p \leq l$).

Количество исследуемых уравнений может быть значительно уменьшено с помощью метода просеивания [3], который позволяет отобрать предикторы, содержащие наибольшее количество информации для данного предиктанта. На первом шаге ищется предиктор, имеющий наибольшую корреляцию с предсказуемой величиной (предиктантом). Из оставшихся предикторов выбирается тот, который дает наибольшее увеличение множественного коэффициента корреляции. Наконец, после какого-то шага наступает момент, когда рост множественного коэффициента корреляции станет статистически незначимым и включение новых переменных уже не принесет существенного улучшения регрессии.

С. А. Лобанов и др. [7] предлагают дифференцированное просеивание малоинформативных предикторов на авторегрессионных моделях путем введения ограничений на значения коэффициентов корреляции нормированной корреляционной матрицы. Из рассмотрения исключаются предикторы, сильно связанные между собой прямыми и обратными связями и имеющие слабую связь с прогнозируемой величиной.

Г. А. Алексеев [1] предлагает выбирать эффективные предикторы по двум критериям: по доле вклада каждого предиктора в общую дисперсию и по точности оценки коэффициентов регрессии. Если для какого-либо предиктора x_k доля вклада $\delta(x_k)$ меньше

удвоенной средней относительной квадратической ошибки $\frac{\sigma_{R_0}^2}{R_0^2}$ квадрата коэффициента множественной корреляции R_0^2 , т. е.

$$\delta(x_k) < 2 \frac{\sigma_{R_0}^2}{R_0^2} = 2 \frac{\sigma_{R_0}}{R_0} + \left(\frac{\sigma_{R_0}}{R_0} \right)^2 \approx 2 \frac{\sigma_{R_0}}{R_0}, \quad (1)$$

то аргумент x_k предлагается исключить из числа рассматриваемых предикторов.

Другим критерием отбора может служить отношение оценки коэффициента регрессии a_j к ее рассеиванию σ_{a_j} . Уравнение регрессии считается надежным, если

$$\frac{a_j}{\sigma_{a_j}} \geq 2. \quad (2)$$

Неравенство (2) должно выполняться в отношении всех коэффициентов регрессии рассматриваемого уравнения.

Несмотря на обилие работ, посвященных решению задачи поиска наиболее информативных предикторов, проблему нельзя счи-

тать исчерпанной. Во многих случаях применение различных методов дает результаты, значительно различающиеся между собой; выбранные критерии информативности предикторов не достаточно надежны, так как оценка уравнения множественной регрессии не всегда проводится на независимом материале. Кроме того, остается открытым вопрос о влиянии скоррелированности предикторов на точность будущих прогнозов и расчетов в условиях асимметричного распределения вероятностей гидрологических характеристик. Весьма важным является исследование возможных границ применения предикторов с тем или иным уровнем связности в прогностических и расчетных целях для получения желаемой точности. В настоящей работе предпринята попытка решения этих вопросов с помощью метода статистических испытаний.

По методике, предложенной в работе [6], производилось групповое моделирование взаимозависимых рядов с заданной матрицей парных коэффициентов корреляции R :

$$R = \begin{pmatrix} 1 & r_1 & r_1 & \dots & r_1 \\ r_1 & 1 & r_2 & \dots & r_2 \\ r_1 & r_2 & 1 & \dots & r_2 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_1 & r_2 & r_2 & \dots & 1 \end{pmatrix}, \quad (3)$$

где r_1 — коэффициент парной корреляции между предиктантом и предикторами, а r_2 — коэффициент парной корреляции между предикторами.

В качестве исходного распределения использовалось трехпараметрическое гамма-распределение при $C_s = 2C_v$. Для сравнения получаемых результатов моделировались ряды, имеющие коэффициенты вариации $C_v = 0,2$ и $C_v = 0,5$. Обычно гидрологические ряды имеют небольшую продолжительность, поэтому исследовались ряды с числом членов $N = 20$ и $N = 50$.

Особенность приема статистических испытаний, моделирующих коррелятивно связанные ряды, заключается в использовании условных вероятностей. Случайным розыгрышем определяются вероятности превышения членов моделируемых рядов. Величины же, соответствующие этим вероятностям, определяются по условным функциям распределения, учитывающим корреляции данного ряда с другими. При моделировании связь между смежными элементами рядов не учитывалась.

Параметр r_1 (коэффициент корреляции между предиктантом и предикторами) изменялся от 0,5 до 0,9 с шагом 0,1; r_2 (коэффициент корреляции между предикторами) — от 0,4 до 0,9. Исходный ряд (предиктант) моделировался как последовательность случайных величин с гамма-распределением при $C_s = 2C_v$. Для каждого сочетания параметров (r_1, r_2) строилось уравнение мно-

жественной регрессии с числом предикторов от 1 до m и оценивалась точность прогнозов с использованием приема, предложенного в работе [8]. Для оценки точности метода исходный ряд (предиктант) разбивается на две группы — зависимую и независимую, причем в независимую группу поочередно включаются по одному элементу. По $N-1$ оставшимся элементам строится уравнение множественной линейной регрессии. По значениям предикторов независимой группы рассчитывается значение предиктанта. В независимой группе должны перебивать все N наблюдений. В итоге получается ряд прогностических значений предиктанта:

$$\hat{y}_1, \hat{y}_2, \hat{y}_3, \dots, \hat{y}_N.$$

Точность прогноза оценивается по выражению

$$S = \sqrt{\sum_{i=1}^N (y_i - \hat{y}_i)^2 / (N - 1)}. \quad (4)$$

Среднеквадратическое отклонение исходного ряда y не является постоянной величиной. Поэтому для сравнения полученных результатов статистику S обычно нормируют на среднеквадратическое отклонение исходного ряда σ , т. е. для оценки эффективности методики рассчитывается величина S/σ .

По результатам выполненных расчетов построены номограммы, показывающие, как изменяется точность прогнозов S/σ в зависимости от количества предикторов m при их различной скоррелированности r_2 и фиксированном значении r_1 . Величина r_1 — средний коэффициент корреляции между предиктантом и предикторами, а r_2 — между всеми предикторами. Как и ожидалось, связность между предикторами очень сильно влияет на точность прогнозов. Для случая с $C_v = 0,5$ и длиной рядов, равной 20 членам ($N = 20$), результаты приводятся на рис. 1.

При среднем коэффициенте корреляции между предиктантом и предикторами, равным 0,9 ($r_1 = 0,9$), использование расчетных и прогностических схем с участием таких предикторов дает удовлетворительную и хорошую точность методики прогнозов при любой их скоррелированности. При оценке эффективности методики прогноза для рядов в 20 членов хорошее качество прогнозов имеем при $S/\sigma < 0,45$ и удовлетворительное при $S/\sigma \in 0,45 \div 0,75$ [2]. Если средний коэффициент корреляции между предиктантом и предикторами равен 0,8, точность методики прогнозов является удовлетворительной при $r_2 < 0,8$ и хорошей при $r_2 < 0,6$, причем наиболее целесообразно использовать в уравнениях регрессии 3—4 предиктора. С уменьшением коэффициента корреляции между предиктантом и предикторами заметно уменьшается точность прогнозов. Так, при $r_1 = 0,7$ метод множественной корреляции применим только при скоррелированности переменных, равной 0,6 и менее $r_2 < 0,6$, причем хорошую точность методики прог-

нозов имеем лишь при $r_2 < 0,4$. Оптимальное число предикторов равно 3—4. При $r_1 = 0,6$ возможно использовать предикторы со скоррелированностью $r_2 < 0,5$. В уравнение регрессии также целесообразно включать три-четыре переменные.

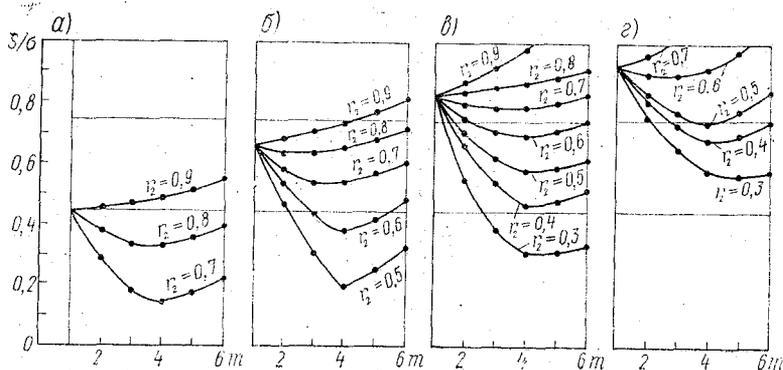


Рис. 1. Номограмма оценки точности прогнозов S/σ от количества предикторов m и их скоррелированности при:
а) $r_1 = 0,9$; б) $r_1 = 0,8$; в) $r_1 = 0,7$; г) $r_1 = 0,6$ ($N = 20$, $C_v = 0,5$)

С увеличением длины рядов оценки точности прогнозов улучшаются, вследствие роста устойчивости коэффициентов регрессии. Это хорошо видно на рис. 2, где представлены номограммы, подобные рассмотренным выше, только уже для рядов с числом членов, равным 50 ($N = 50$). Хорошую точность методики прогнозов имеем при $S/\sigma < 0,5$ и удовлетворительную при $S/\sigma \ni 0,5 \div 0,8$.

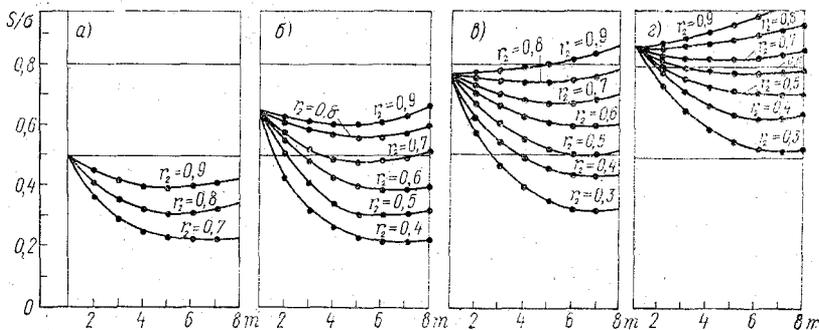


Рис. 2. Номограмма оценки точности прогнозов S/σ от количества предикторов m и их скоррелированности при:
а) $r_1 = 0,9$; б) $r_1 = 0,8$; в) $r_1 = 0,7$; г) $r_1 = 0,6$ ($N = 50$, $C_v = 0,5$)

В том случае, когда средний коэффициент корреляции между предиктантом и предикторами равен 0,9 ($r_1 = 0,9$), метод множе-

ственной регрессии дает хорошие результаты ($S/\sigma < 0,5$) при любой скоррелированности между переменными, по которым составляется прогноз.

Использование в уравнениях регрессии предикторов, имеющих средний коэффициент корреляции с предиктантом 0,8, также возможно при любой их связности, однако в этом случае мы имеем хорошую точность методики прогнозов при $r_2 < 0,7$ и количестве предикторов не менее трех-четырех. Введение в уравнение регрессии новых переменных не улучшает точность прогнозов, поэтому в прогностических схемах использование более чем пяти-шести предикторов вряд ли целесообразно.

При $r_1 = 0,7$ допускается скоррелированность предикторов менее 0,8. Оптимальное число предикторов здесь также равно четырем-шести.

Предикторы, имеющие связность с предиктантом 0,6, можно включать в уравнения регрессии при их скоррелированности менее 0,5.

Аналогичные расчеты выполнены для рядов с коэффициентом вариации, равным 0,2 ($C_v = 0,2$). Объем моделируемых выборок равнялся также 20 и 50 членам. Результаты статистических испытаний мало отличаются от рассмотренных.

Таким образом, при выборе наиболее эффективных предикторов следует особое внимание обращать на их скоррелированность. Приводимые номограммы позволяют заранее оценить влияние связности на точность прогнозов и расчетов и существенно упрощают методы обследования предполагаемых предикторов. Полученные результаты могут быть полезными и при определении наиболее оптимального числа переменных, вводимых в уравнения множественной регрессии.

ЛИТЕРАТУРА

1. Алексеев Г. А. Объективные методы выравнивания и нормализации корреляционных связей. Л.: Гидрометеиздат, 1971. — 362 с.
2. Аполлов Б. А., Калинин Г. П., Комаров В. Д. Курс гидрологических прогнозов. — Л.: Гидрометеиздат, 1974. — 420 с.
3. Багров Н. П. Преобразование и отбор предсказателей в корреляционном анализе. — Труды ГМЦ, 1970, вып. 64, с. 3—23.
4. Борисенков Е. П. Физико-статистические методы анализа и предвычисления метеорологических полей. — Труды ААНИИ, 1963, вып. 263. — 243 с.
5. Крицкий С. Н., Менкель М. Ф. О некоторых приемах статистического анализа гидрологических рядов. — Труды ГГИ, 1968, вып. 143, с. 110—133.
6. Крицкий С. Н., Менкель М. Ф. Об оценке параметров распределения вероятностей по группам коррелятивно связанных гидрологических рядов. — Труды ГГИ, 1970, вып. 180, с. 30—49.
7. Лобанов С. А., Рощина Л. Д., Сухинин С. А. Повышение устойчивости уравнений линейности регрессии методом дифференциального прослеживания предикторов. — Труды ДВНИГМИ, 1975, вып. 53, с. 52—56.
8. Румянцев В. А., Русин С. А. О выборе прогностически информативных предикторов. — Труды ГГИ, 1979, вып. 259, с. 39—47.

О ПОСТРОЕНИИ ЭМПИРИЧЕСКИХ МОДЕЛЕЙ ДЛЯ РАСЧЕТА СЛОЯ СТОКА ВЕСЕННЕГО ПОЛОВОДЬЯ На р. Оке у с. ПОЛОВСКОГО

Для комплексного использования Волжского гидротехнического узла необходимо знать естественный приток в р. Волгу, основную часть которого составляет сток за период весеннего половодья. Весенний сток в замыкающем створе одного из крупных притоков р. Волги — р. Оки (г. Горбатов) рассчитывается по суммарному объему стока трех частных бассейнов: р. Оки у с. Половского, р. Мокши у Шевелевского Майдана и р. Клязьмы у г. Коврова [9], наибольший вес из которых имеет бассейн р. Оки в створе у с. Половского.

Цель настоящей работы состоит в определении объема (слоя) стока весеннего половодья на р. Оке у с. Половского, который в настоящее время предлагается рассчитывать по нескольким уравнениям связи зависимой переменной от формирующих ее независимых переменных (факторов). При этом выделяются следующие группы факторов: метеорологические (максимальные снегозапасы, осадки), гидрологические (сток за зимний период), факторы подстилающей поверхности (осеннее увлажнение и глубина промерзания почвы).

Исходя из поставленной задачи по определению притока воды в р. Волгу, зависимой переменной будет слой стока за период половодья для выбранного створа. Требования, предъявляемые к зависимой переменной (параметру оптимизации) [1], в данном случае выполняются не полностью, так как нет однозначности в определении даты начала и конца половодья, достаточной статистической эффективности и универсальности самого параметра оптимизации. Однако выбор подобной зависимой переменной без существенной потери точности вполне приемлем, так как он имеет физический смысл, является простым и легко вычисляемым.

В настоящее время в ГМЦ для практических расчетов применяется «Методика долгосрочного прогноза по рекам бассейна Оки», на основании которой слой поверхностного стока весеннего половодья на р. Оке — с. Половского определяется по зависимости

$$Y = 0,80 X_1 + 0,86 X_2 - 104, \quad (1)$$

где $X_1 = S + S_{л} + S_{ос}$, S — максимальные запасы воды в снеге, мм;
 $S_{л}$ — запас воды в ледяной корке, мм;

$$X_2 = L \frac{e}{50}$$

$\bar{S}_{ос}$ — осадки за период половодья, мм;
 L — глубина промерзания почвы, см;
 e — величина осеннего увлажнения почвы, см.

Эта зависимость, которую можно назвать модель I_1 , была построена по эмпирическим данным до 1955 г. и к настоящему времени накопилось достаточно информации для ее дополнительной проверки.

Проведем анализ остатков (ϵ_i) модели I_1 , ($\epsilon_i = Y_i - \hat{Y}_i$, $i = 1, 2, \dots, n$, где n — длина ряда; Y_i — наблюдаемая величина; \hat{Y}_i — соответствующая прогнозируемая величина, рассчитанная по уравнению (1). Остатки являются ошибками измерений только в случае адекватности модели. До тех пор пока это не установлено, неправомерно заменять один термин на другой. Обязательными при анализе остатков являются графики [5]:

- 1) общий график накопленных остатков в координатах нормального распределения;
- 2) зависимость от времени;
- 3) зависимость от предсказываемых значений \hat{Y}_i ;
- 4) зависимость от переменных X_{ji} .

Дополнительно может быть построен график зависимости осадков от новой возможной переменной. Остатки при адекватности модели должны быть распределены по нормальному закону [5] и на перечисленных графиках (2—4) должны быть независимы, т. е. должна наблюдаться горизонтальная полоса их рассеяния, параллельная оси аргументов. Графики остатков для модели I_1 представлены на рис. 1. График рис. 1, а показывает, что остатки уравнения (1) не только велики по абсолютной величине, но и зависят от времени. С 1967 г. модель практически «не работает». Наклонная полоса рассеяния на рис. 1, б в зависимости $\epsilon_i = f(\hat{Y}_i)$ позволяет сделать вывод о том, что отклонения от полученного уравнения регрессии носят систематический характер: отрицательные остатки соответствуют высоким значениям \hat{Y}_i , положительные — низким значениям \hat{Y}_i . Это связано с тем, что свободный член уравнения (b_0) определен неточно. Изгиб полосы рассеяния на рис. 1, в ($\epsilon_i = f(X_1)$) показывает, что в модель необходимо ввести дополнительные члены от X_1 , например, квадратичные, или произвести преобразование Y_i . Из рис. 1, г следует, что коэффициент b_2 перед X_2 также найден неточно.

В целом анализ остатков (табл. 1—3) позволил сделать вывод о том, что модель I_1 неадекватна и не пригодна для целей прогнозирования, т. е. использование уравнения, построенного по эмпирическим данным до 1955 г., для интерполяции и тем более для экстраполяции, может привести к большим ошибкам.

Для построения «улучшенного» линейного регрессионного уравнения нами использовался один из методов множественной

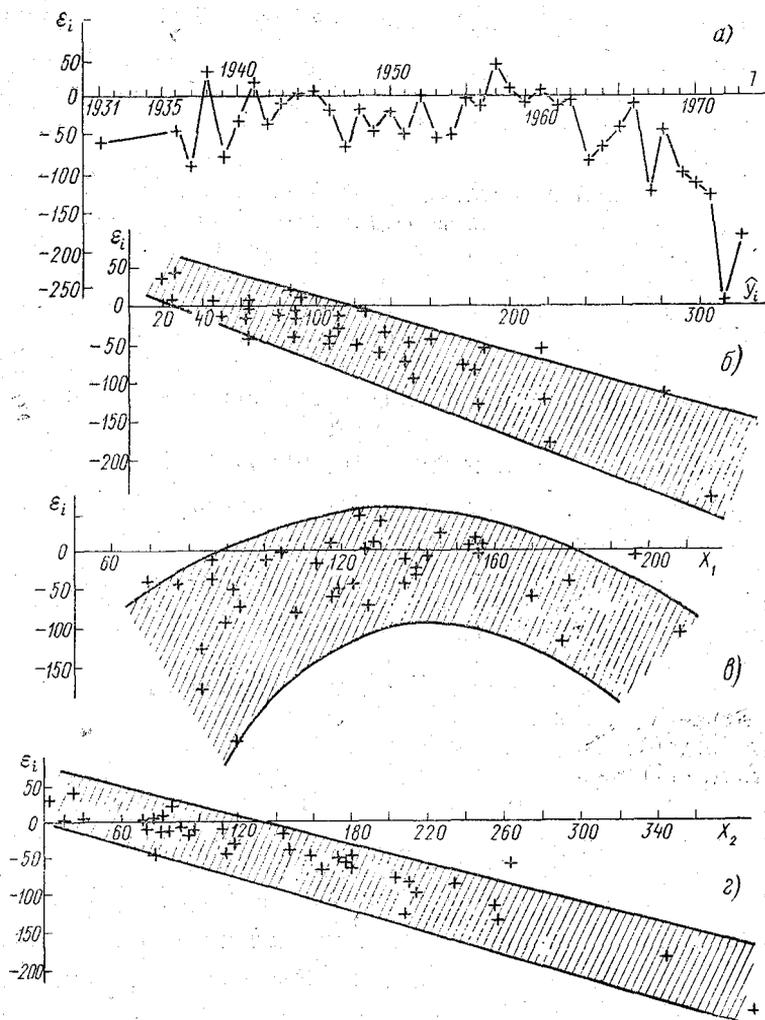


Рис. 1. Анализ остатков для модели I

линейной регрессии — метод всех возможных регрессий [5]. Расчетное уравнение при этом имеет вид

$$Y = 0,72 X_1 + 0,16 X_2 - 38. \quad (2).$$

Коэффициент множественной линейной регрессии $R = 0,749$.

Анализ остатков эмпирических моделей $\varepsilon = f(T)$ на принадлежность к нормальному закону распределения по критериям

Критерии	CAO/S [4]			R/S [6]			$n\omega^2$ [3]			Коэффициент асимметрии [4]		
	\hat{S}_t	α	Вывод	\hat{S}_t	α	Вывод	\hat{S}_t	α	Вывод	\hat{S}_t	α	Вывод
I_1 $n = 39$	0,728	>0,1	+	4,983	0,1—0,05	(+)	0,187	0,2—0,3	+	-1,402	<0,01	-
I_2 $n = 39$	0,742	>0,1	+	5,205	0,05—0,025	(-)	0,053	>0,5	+	0,375	>0,05	+
II_1 $n = 32$	0,796	>0,1	+	3,862	0,1—0,1	+	0,024	>0,5	+	0,121	>0,05	+
II_2 $n = 32$	0,817	>0,1	+	4,372	0,1—0,1	+	0,044	>0,5	+	0,169	>0,05	+
III_1 $n = 32$	0,833	>0,1	+	4,052	0,1—0,1	+	0,040	>0,5	+	-0,330	>0,05	+
III_2 $n = 32$	0,850	>0,1	+	3,931	0,1—0,1	+	0,102	>0,5	+	-0,499	>0,05	+
III_3 $n = 32$	0,756	>0,1	+	4,263	0,1—0,1	+	0,069	>0,5	+	-0,448	>0,05	+

Примечание: \hat{S}_t — расчетное значение статистики; α — уровень значимости, соответствующий \hat{S}_t ; «+» — гипотеза о нормальном распределении остатков принимается; «-» — гипотеза о нормальном распределении остатков отвергается; (+), (-) — сомнительная область принятия или отклонения гипотезы о нормальном распределении остатков.

Анализ остатков эмпирических моделей на резко выделяющиеся значения, неоднородность функции распределения и несмещенность математического ожидания по критериям

Критерии	Диксона для одного резко выделяющегося наблюдения [12]			Диксона для анализа однородности функции распределения [7]			Стьюдента для анализа несмещенности математического ожидания [6]			
	Модель	\hat{S}_t	α	Вывод	\hat{S}_t	α	Вывод	\hat{S}_t	α	Вывод
I_1		0,448	<0,005	+	0,183	0,2—0,5	—	-4,54	<0,0001	—
I_2		0,389	<0,005	+	0,528	<0,005	+	0,298	>0,5	+
II_1		0,140	0,2—0,5	—	0,131	0,2—0,5	—	-7,108	<0,0001	—
II_2		0,230	0,1—0,2	—	0,389	0,1—0,05	(—)	-0,045	>0,5	+
III_1		0,250	0,1—0,2	—	0,510	<0,005	+	0,501	>0,5	+
III_2		0,260	0,1—0,2	—	0,260	0,1—0,2	—	0,083	>0,5	+
III_3		0,150	0,2—0,5	—	0,244	0,2—0,5	—	0,016	>0,5	+

Примечание: \hat{S}_t — расчетное значение статистики; α — уровень значимости, соответствующий \hat{S}_t ; «+» — гипотеза (H_0) о наличии резко выделяющихся величин, неоднородности функции распределения, несмещенности математического ожидания остатков принимается; «—» гипотеза H_0 отвергается; (+), (—) — сомнительная область принятия или отклонения гипотезы H_0 .

Анализ остатков эмпирических моделей на независимость (случайность) по критериям

Критерий Модель (вид зависи- мости)	γ (отношение Неймана [6])			Валлиса—Мура [6]			Кокса—Стюарта [6]		
	\hat{S}_t	α	Вывод	\hat{S}_t	α	Вывод	\hat{S}_t	α	Вывод
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
I_1									
$\varepsilon = f(T)$	0,823	<0,0001	—	0,713	>0,5	+	1,109	0,2—0,3	+
$\varepsilon = f(\hat{Y})$	0,518	<0,00001	—	0,065	>0,5	+	3,328	0,005—0,001	—
$\varepsilon = f(X_1)$	1,563	0,06—0,05	(+)	0,454	0,3—0,4	+	1,109	0,1—0,2	+
$\varepsilon = f(X_2)$	0,336	<0,000001	—	0,065	>0,5	+	3,328	0,005—0,001	—
I_2									
$\varepsilon = f(T)$	0,923	<0,001	—	2,787	0,01—0,005	—	1,109	0,2—0,3	+
$\varepsilon = f(\hat{Y})$	1,555	0,08—0,09	(+)	0,843	0,2—0,3	+	0,0	>0,5	+
$\varepsilon = f(X_1)$	2,051	>0,5	+	0,324	0,3—0,4	+	0,0	>0,5	+
$\varepsilon = f(X_2)$	2,071	>0,5	+	0,713	0,2—0,3	+	0,0	>0,5	+
II_1									
$\varepsilon = f(T)$	1,191	0,01	—	0,216	0,4—0,5	+	3,161	<0,001	—
$\varepsilon = f(\hat{Y})$	1,761	0,2—0,3	+	1,079	0,1—0,2	+	0,714	0,2—0,3	+
$\varepsilon = f(X_1)$	1,976	0,4—0,5	+	0,216	0,4—0,5	+	0,102	0,4—0,5	+
$\varepsilon = f(X_2)$	1,020	0,005—0,001	—	1,079	0,1—0,2	+	2,552	0,02—0,01	(—)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
II ₂									
$\varepsilon = f(T)$	2,097	>0,5	+	0,647	0,2—0,3	+	0,102	0,4—0,5	+
$\varepsilon = f(\hat{Y})$	2,356	>0,5	+	1,511	0,07—0,06	(+)	0,714	0,2—0,3	+
$\varepsilon = f(X_1)$	2,085	>0,5	+	0,216	0,4—0,5	+	0,714	0,2—0,3	+
$\varepsilon = f(X_2)$	1,662	0,1—0,09	(+)	2,374	0,02—0,01	(-)	0,102	0,4—0,5	+
III ₁									
$\varepsilon = f(T)$	1,256	0,01—0,02	(-)	0,216	0,4—0,5	+	1,939	0,05—0,06	(+)
$\varepsilon = f(\hat{Y})$	2,316	>0,5	+	0,216	0,4—0,5	+	0,102	0,4—0,5	+
$\varepsilon = f(X_1^*)$	2,093	>0,5	+	0,216	0,4—0,5	+	0,714	0,2—0,3	+
$\varepsilon = f(X_2)$	1,511	0,05—0,07	(+)	0,647	0,2—0,3	+	1,939	0,05+0,06	(+)
III ₂									
$\varepsilon = f(T)$	2,088	>0,5	+	1,079	0,1—0,2	+	0,102	0,4—0,5	+
$\varepsilon = f(\hat{Y})$	2,739	>0,5	+	1,511	0,1—0,2	+	0,102	0,4—0,5	+
$\varepsilon = f(X_1)$	2,079	>0,5	+	1,079	0,1—0,2	+	0,102	0,4—0,5	+
$\varepsilon = f(X_2)$	1,972	0,4—0,5	+	0,647	0,2—0,3	+	0,102	0,4—0,5	+
III ₃									
$\varepsilon = f(T)$	2,160	>0,5	+	0,216	0,4—0,5	+	0,102	0,4—0,5	+
$\varepsilon = f(\hat{Y})$	2,090	>0,5	+	0,216	0,4—0,5	+	1,327	0,1—0,2	+
$\varepsilon = f(X_3X_5)$	2,145	>0,5	+	0,216	0,4—0,5	+	1,327	0,1—0,2	+
$\varepsilon = f(X_2X_4)$	2,335	>0,5	+	0,216	0,4—0,5	+	0,102	0,4+0,5	+
$\varepsilon = f(X_1X_2X_3X_4X_5)$	1,779	0,1—0,2	+	0,647	0,3—0,4	+	0,714	0,2—0,3	+

Критерий	Значимый коэффициент ранговой корреляции [6]			Инверсий [11]			Значимый коэффициент автокорреляции [6]		
	Модель (вид зависимости)	\hat{S}_t	α	Вывод	\hat{S}_t	α	Вывод	\hat{S}_t	α
11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
I_1									
$\varepsilon = f(T)$	-0,352	0,02—0,01	(—)	2,160	0,02—0,01	(—)	0,559	<0,005	—
$\varepsilon = f(\hat{Y})$	-0,867	<0,000001	—	6,133	<0,000001	—	0,701	<0,005	—
$\varepsilon = f(X_1)$	0,316	0,05	(+)	1,972	0,025—0,05	(—)	0,204	>0,1	+
$\varepsilon = f(X_2)$	-0,932	<0,000001	—	7,082	<0,000001	—	0,816	<0,005	—
I_2									
$\varepsilon = f(T)$	-0,392	0,01—0,005	—	2,291	0,025—0,02	(—)	0,449	<0,005	—
$\varepsilon = f(\hat{Y})$	0,044	>0,5	+	0,332	>0,5	+	0,216	>0,1	+
$\varepsilon = f(X_1)$	0,112	0,2—0,3	+	0,830	0,2—0,3	+	-0,034	>0,1	+
$\varepsilon = f(X_2)$	0,051	>0,5	+	0,472	>0,5	+	-0,083	>0,1	+
II_1									
$\varepsilon = f(T)$	-0,623	<0,001	—	3,290	<0,001	—	0,353	0,05—0,025	(—)
$\varepsilon = f(\hat{Y})$	-0,366	0,05—0,04	(—)	1,956	0,05—0,06	(+)	0,087	>0,1	+
$\varepsilon = f(X_1)$	-0,171	0,1—0,2	+	0,974	0,1—0,2	+	-0,010	>0,1	+
$\varepsilon = f(X_2)$	-0,556	0,005—0,001	—	2,920	0,005—0,001	—	0,479	0,01—0,005	—

	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
II₂										
$\varepsilon = f(T)$		-0,217	0,2—0,3	+	1,173	0,2—0,3	+	-0,147	>0,1	+
$\varepsilon = f(\hat{Y})$		-0,036	>0,5	+	0,162	0,4—0,5	+	-0,184	>0,1	+
$\varepsilon = f(X'_1)$		-0,055	>0,5	+	0,162	0,4—0,5	+	-0,047	>0,1	+
$\varepsilon = f(X'_2)$		-0,007	>0,5	+	0,032	>0,5	+	0,157	>0,1	+
III₁										
$\varepsilon = f(T)$		-0,597	<0,001	-	3,114	0,005—0,001	-	0,338	0,05—0,1	(+)
$\varepsilon = f(\hat{Y})$		-0,198	0,1—0,2	+	0,941	0,1—0,2	+	-0,170	>0,1	+
$\varepsilon = f(X'_1)$		-0,004	>0,5	+	0,065	>0,5	+	-0,067	>0,1	+
$\varepsilon = f(X'_2)$		-0,470	<0,01	-	2,434	0,01—0,02	(-)	0,238	>0,1	+
III₂										
$\varepsilon = f(T)$		-0,302	0,08—0,09	(+)	1,265	0,1—0,2	+	-0,100	>0,1	+
$\varepsilon = f(\hat{Y})$		-0,020	0,4—0,5	+	0,390	0,4—0,5	+	-0,406	0,025—0,01	(-)
$\varepsilon = f(X'_1)$		-0,049	0,4—0,5	+	0,195	>0,5	+	-0,049	>0,1	+
$\varepsilon = f(X'_2)$		-0,050	0,4—0,5	+	0,292	0,4—0,5	+	0,0	>0,1	+
III₃										
$\varepsilon = f(T)$		-0,134	0,2—0,3	+	0,713	0,2—0,3	+	-0,111	>0,1	+
$\varepsilon = f(\hat{Y})$		-0,060	0,4—0,5	+	0,110	0,4—0,5	+	-0,063	>0,1	+
$\varepsilon = f(X_3X_5)$		-0,019	0,4—0,5	+	0,160	0,4—0,5	+	-0,079	>0,1	+
$\varepsilon = f(X_2X_4)$		-0,076	0,3—0,4	+	0,065	>0,5	+	-0,171	>0,1	+
$\varepsilon = f(X_1X_2X_3X_4X_5)$		0,020	0,4—0,5	+	0,454	0,3—0,4	+	0,103	>0,1	+

Примечание: \hat{St} — расчетное значение статистики; α — уровень значимости, соответствующий \hat{St} ; «+» — гипотеза о независимости остатков принимается; «-» — гипотеза о независимости остатков отвергается; (+), (-) — сомнительная область принятия или отклонения гипотезы о независимости остатков.

На рис. 2 представлен общий график накопленных остатков в координатах нормального распределения (будем называть его куммулятой остатков). Прямая линия, которой можно аппроксимировать остатки, указывает на их нормальное распределение. На это же для всех остатков указывает и их анализ по критериям, представленный в табл. 1. Исключение составляет остаток $\varepsilon_n = 68$ мм, который по критериям Диксона с вероятностью (P) бо-

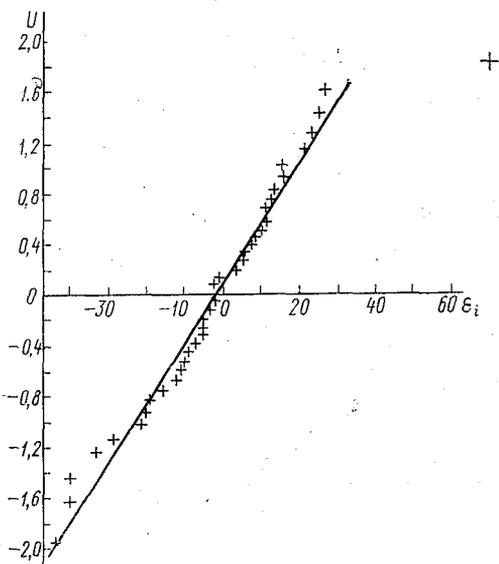


Рис. 2. График куммуляты остатков для модели I_2

лее 95% идентифицируется как грубая величина. Резко отклоняющийся остаток относится к первому году наблюдений за факторами (1931 г.), поэтому вполне возможны большие ошибки измерений.

Модель I_2 значительно лучше модели I_1 , так как между их остаточными дисперсиями имеется статистически значимое различие:

$$\hat{F} = \frac{S_{\varepsilon_{I_1}}^2}{S_{\varepsilon_{I_2}}^2} = 7,41 > F_{36,36}^* = 2,43 \quad \text{при } \alpha = 0,005, \quad (3)$$

где $S_{\varepsilon_{I_1}}^2$, $S_{\varepsilon_{I_2}}^2$ — остаточные дисперсии моделей I_1 и I_2 ; F — расчетное значение F -критерия; F^* — критическое значение F -критерия при соответствующих значениях степеней свободы числителя и знаменателя (36,36) и уровне значимости α .

Однако и модель I_2 имеет недостатки: уравнение описывает всего 56% исходного рассеяния, кроме того нулевая гипотеза о за-

висимом характере последовательности остатков во времени не отвергается при $P \geq 98\%$ (см. табл. 3).

Дальнейшее улучшение расчетной модели для пункта наблюдений на р. Оке у с. Половского основывается на результатах работы В. В. Рахманова, в которой представлены уточненные данные о максимальных запасах воды в снежном покрове бассейна р. Оки и характеристики, учитывающие влияние предшествующего увлажнения и глубины промерзания почв на сток талых вод [9]. В результате исследований автором получены расчетные зависимости для р. Оки — с. Половское:

для поверхностного стока

$$Y_{\text{пов.}} = 0,823 X'_1 + 0,823 X'_2 + 13,2, \quad (4)$$

для общего стока половодья

$$Y_{\text{общ.}} = 0,772 X'_1 + 0,772 X'_2 + 8,0, \quad (5)$$

где $X'_1 = X_{10} \gamma_{\text{п}}$, X_{10} — средний максимальный снегозапас в бассейне, мм, осредненный по 10 метеостанциям, для которых коэффициент корреляции снегозапасов со стоком половодья $> 0,50$; $\gamma_{\text{п}} = K_{\text{п}} \beta_{\text{п}}$, $K_{\text{п}}$ — модульный коэффициент приведенных запасов влаги в почве; $\beta_{\text{п}} = \sin(\alpha' + 10^\circ)$, $\text{tg } \alpha' = K_{\text{п}}$ — модульный коэффициент промерзания; X'_2 — слой стока за март, мм.

Назовем расчетные зависимости (4) и (5) соответственно моделями II₁ и III₁. Из анализа их остатков, представленного в табл. 1—3, следует, что гипотеза о случайности зависимостей остатков этих моделей отклоняется с $P > 99\%$. Статистический анализ ряда X'_2 показал, что он неоднороден: два крайних значения $X'_{2_{n-1}} = 58$ мм и $X'_{2_n} = 62$ мм по критерию Диксона являются выбросами с $P > 99,5\%$. В связи с тем, что обе модели по анализу остатков нельзя признать полностью корректными, по тем же эмпирическим данным были получены расчетные уравнения по методу всех регрессий:

для поверхностного стока

$$Y_{\text{пов.}} = 0,76 X'_1 + 0,14 \cdot 10^{-5} X'^4_2 + 13,8, \quad \text{модель II}_2; \quad (6)$$

для общего стока

$$Y_{\text{общ.}} = 0,81 X'_1 + 0,27 X'_2 + 15,7, \quad \text{модель III}_2. \quad (7)$$

Коэффициенты множественной линейной регрессии для моделей равны соответственно $R_{\text{II}_2} = 0,890$ и $R_{\text{III}_2} = 0,882$.

Сравнение моделей, построенных методом всех регрессий II₂ и III₂ соответственно с моделями II₁ и III₁, производилось по

F -критерию отношения остаточных дисперсий. При этом значимых различий обнаружить не удалось:

$$\hat{F} = \frac{S_{\text{II}_1}^2}{S_{\text{II}}^2} = \frac{225}{145} = 1,55 < F_{29,29}^* = 1,63 \quad \text{при } \alpha = 0,10 \quad (8)$$

и

$$\hat{F} = \frac{S_{\text{III}_1}^2}{S_{\text{III}_2}^2} = \frac{238}{170} = 1,40 < F_{23,29}^* = 1,63 \quad \text{при } \alpha = 0,10. \quad (9)$$

Однако нельзя считать, что величина остаточной дисперсии (S_{ε}^2) в условиях отсутствия информации об ошибках измерений является достаточным критерием адекватности построенной модели или сравнения двух моделей. Для сравнения двух уравнений регрессии, имеющих близкие остаточные дисперсии, можно использовать симметричный критерий Вильямса—Клута [11]. По этому критерию проводилось сравнение моделей II_1 и II_2 , III_1 и III_2 . Угловой коэффициент λ_1 для зависимости $Z_1 = f(\hat{Y}_{\text{II}_1} - \hat{Y}_{\text{II}_2})$ равен 0,409 и является незначимым, так как $0,075 \leq \beta_1 \leq 0,968$ при $\alpha = 0,05$. Для $Z_2 = f(\hat{Y}_{\text{III}_1} - \hat{Y}_{\text{III}_2})$ угловой коэффициент $\lambda_2 = 0,465$ и нулевой интервал не перекрывается, так как $0,032 \leq \beta_2 \leq 0,898$ при $\alpha = 0,05$. Поэтому можно принять, что модель III_2 лучше модели III_1 .

Проведенный анализ позволил определить наиболее адекватные уравнения регрессии для слоя поверхностного стока (модель II_2) и слоя общего стока (модель III_2) весеннего половодья на р. Оке у с. Половского. Однако модель III_2 нельзя считать полностью корректной, так как распределение остатков не подчинено нормальному закону (табл. 2).

Проведем дальнейшие исследования по разработке «наилучшего» уравнения для слоя общего стока весеннего половодья на р. Оке у с. Половского. Факторы, используемые в модели III_2 , подвергнем следующему анализу. Фактор X_1 является произведением трех таких факторов, как осредненные снегозапасы, глубина промерзания и влагозапасы почвы, причем два последних подверглись функциональным преобразованиям и являются приведенными. Ряд наблюдений за слоем стока за III месяц не является однородным, кроме того, в модели наиболее разумным будет учитывать слой стока не за III месяц, который уже входит в фазу половодья и его необходимо прогнозировать, а сток за весь зимний период (XII—II месяцы). Такой вывод связан с тем, что часть зимнего стока образуется не только за счет питания подземными водами, а и за счет осенних осадков, которые, насытив верхний почвенный слой, просачиваются вглубь грунтов, пополняя грунтовые воды и увеличивая зимний сток [2]. Поэтому в дальнейших исследованиях принято решение, в качестве одного из фак-

торов использовать слой стока за зимний период. Запас влаги на 31 октября является расчетной величиной по испарению и осадкам за летне-осенний период. При построении модели решено использовать факторы, которые измеряются непосредственно, за исключением расчетных запасов влаги в почве.

Таким образом, в качестве предполагаемых приняты следующие факторы: X_1 — осадки с 1 ноября до даты установления снежного покрова, мм; X_2 — запас влаги в почве на 31 октября, мм; X_3 — глубина промерзания почвы, см; X_4 — максимальные снегозапасы в бассейне, мм; X_5 — слой стока за зимние месяцы, мм.

Из анализа графиков зависимостей $Y = f(X_1, X_2, X_3, X_4, X_5)$ можно сделать вывод, что нелинейных зависимостей ни на одном графике не обнаружено, поэтому есть основание использовать метод множественной линейной регрессии. Коэффициенты корреляции для этих же зависимостей и их оценка приведены в табл. 4, из которой следует, что значимым можно считать коэффициент корреляции только между Y и X_4 .

Таблица 4

Оценка коэффициентов корреляции зависимостей $Y = f(X_j)$
(при построении модели Π_3)

Фактор	R_{yxf}	\hat{F}	F^*	α
X_1	-0,150	0,68	2,88	0,10
X_2	0,275	2,46	2,88	0,10
X_3	0,058	0,09	2,88	0,10
X_4	0,700	28,8	9,18	0,005
X_5	0,102	0,03	2,88	0,10

Существует несколько статистических методов отбора переменных и выбора «наилучшего» уравнения регрессии [5]. Метод всех возможных регрессий использовался ранее для построения модели от двух факторов. В общем он весьма громоздкий и требует для k факторов расчета и анализа 2^k уравнений. При построении уравнения предполагается использовать пять факторов. Из широкой практики построения моделей слоя стока весеннего половодья [2, 8, 10] следует, что факторы в большинстве случаев оказывают не раздельное, а совместное влияние на формирование стока, поэтому гипотезу об аддитивной модели следует отклонить. В связи с тем, что факторы должны входить в модель в виде произведения, число переменных увеличивается с 5 до 31. Использование метода всех регрессий привело бы в этом случае к расчету и анализу 2^{31} уравнений, поэтому использовался наиболее эффективный и экономичный метод отбора переменных [5] — шаговая регрес-

сия. С помощью этого метода было построено уравнение для слоя общего стока весеннего половодья на р. Оке у с. Половского:

$$Y = 0,00543 X_2 X_4 - 0,154 \cdot 10^{-7} X_1 X_2 X_3 X_4 X_5 + 0,0215 X_3 X_5 - 10,95, \text{ модель III}_3. \quad (10)$$

Дисперсионный анализ модели III₃ и оценки коэффициентов, перед включенными в уравнение регрессии переменными, приведены в табл. 5. Из таблицы следует, что коэффициент множественной корреляции $R = 0,913$, т. е. модель описывает 83,4% исходного рассеяния, коэффициенты b_1 , b_2 , b_3 являются значимыми с $P > 95\%$. Частный F -критерий для переменных, не включенных в уравнение регрессии, равен 0.

Таблица 5

Дисперсионный анализ модели III₃

Источник рассеяния	Степень свободы	Сумма квадратов	Средний квадрат	F -критерий	Объясненная доля исходного рассеяния, %
Общий	31	22266,9	718,29		83,4162
Регрессия	3	18574,2	6191,39	46,95	
Остаток	28	3692,7	131,88	5,45	

Переменная	B -коэффициент	Верхний/нижний пределы коэффициента B	Сумма квадратов	Частный F -критерий
$X_2 X_4$	0,00543	0,00538/0,00448	15346,3	137,3571
$X_1 X_2 X_3 X_4 X_5$	$-0,154 \cdot 10^{-7}$	$-0,902 \cdot 10^{-8} / -0,218 \cdot 10^{-7}$	1633,0	24,4562
$X_3 X_5$	0,0215	0,0341/0,0088	1594,9	12,0934

Свободный член $B_0 = -10,95$

Проверка адекватности модели осуществлялась по анализу остатков, представленному в табл. 1—3, откуда следует, что модель III₃ можно считать адекватной, поэтому ее можно использовать в целях прогноза в исследованном интервале факторов. Сравнение с моделью III₂ по отношению остаточных дисперсий показало, что модель III₃ лучше, чем III₂, так как

$$\hat{F} = \frac{S_{\varepsilon_{III_2}}^2}{S_{\varepsilon_{III_3}}^2} = \frac{238}{127} = 1,87 > F_{(29,28)}^* = 1,86 \text{ при } \alpha = 0,05. \quad (11)$$

По критерию Вильямса—Клута можно также признать, что модель III_3 лучше модели III_2 (рис. 3), так как $\lambda = 0,637$ и $0,059 \leq \beta \leq 1,215$.

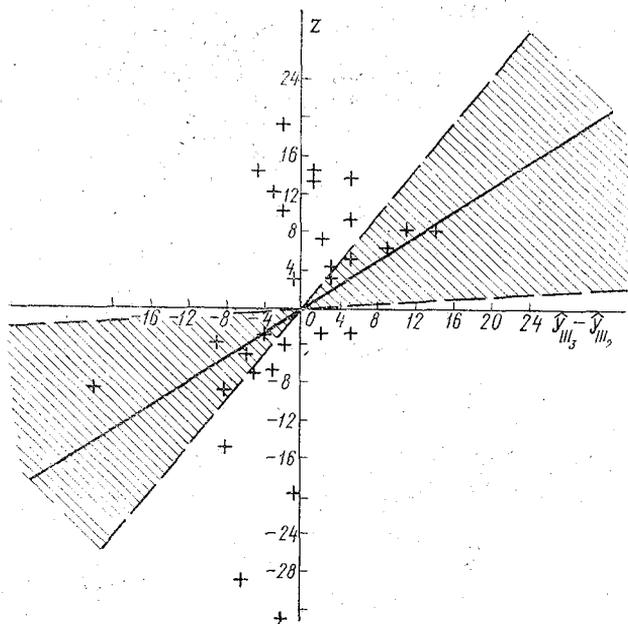


Рис. 3. Сравнение моделей III_2 и III_3 по критерию Вильямса—Клута

Таким образом, на основании тщательного анализа было получено «наилучшее» уравнение линейной регрессии для слоя общего стока весеннего половодья на р. Оке у с. Половского.

ВЫВОДЫ

1. Оценка методики гидрологических прогнозов обычно производится по отношению $\frac{S}{\sigma}$. Хотя для всех построенных уравнений слоя стока весеннего половодья на р. Оке у с. Половского $\frac{S}{\sigma} < 0,5$ (за исключением модели I_1), однако этот критерий не является достаточным и полным при оценке уравнений регрессии. Поэтому были использованы такие приемы оценивания уравнения, как анализ остатков и дисперсионный анализ уравнения.

2. Построение моделей предлагается производить с помощью шагового регрессионного анализа, при этом включать в модель произведения факторов и их степенные значения. Сравнение двух

уравнений регрессии осуществлялось по F -критерию для остаточных дисперсий и по более эффективному критерию Вильямса—Клута.

3. В результате использования эффективных методов построения, анализа и сопоставления регрессионных моделей получены более совершенные уравнения формирования слоя поверхностного (модель II₂) и общего (модель III₃) слоя стока весеннего половодья на р. Оке у с. Половского.

ЛИТЕРАТУРА

1. Адлер Ю. П., Маркова Е. В., Грановский Ю. В. Планирование эксперимента при поиске оптимальных условий. — М.: Наука, 1976. — 279 с.
2. Аполлов Б. А., Калинин Г. П., Комаров В. Д. Курс гидрологических прогнозов. — Л.: Гидрометеиздат, 1975. — 420 с.
3. Ахназарова С. Л., Кафаров В. В. Оптимизация эксперимента в химии и химической технологии. — М.: Высшая школа, 1978. — 78 с.
4. Большев Л. Н., Смирнов Н. В. Таблицы математической статистики. — М., изд-во АН СССР, 1968. — 464 с.
5. Дрейпер Н., Смит Г. Прикладной регрессионный анализ. — М.: Статистика, 1973. — 392 с.
6. Закс Л. Статистическое оценивание. — М.: Статистика, 1976. — 598 с.
7. Лобанов В. А., Степаненко С. Р. К вопросу о приведении коротких рядов наблюдений за стоком к многолетнему периоду. — Труды ВНИИГМИ МЦД, 1982, вып. 89, с. 72—83.
8. Попов Е. Г. Основы гидрологических прогнозов. — Л.: Гидрометеиздат, 1968. — 294 с.
9. Рахманов В. В. Долгосрочный прогноз объема половодья р. Оки. — Тр. Гидрометцентра СССР, 1976, вып. 175, с. 3—39.
10. Суботин А. И. Сток талых и дождевых вод (по экспериментальным данным). — М.: Гидрометеиздат, 1966. — 376 с.
11. Химмельблау Д. Анализ процессов статистическими методами. — М.: Мир, 1973. — 957 с.
12. Dixon W. J. Ratios involving extreme values, in book: The annals of mathematical statistics. Vol. 22, № 1, March 1951, pp. 68—78.

УДК 519.272

Ю. М. АЛЕХИН (ЛГМИ)

О КОЛИЧЕСТВЕННОМ ДИНАМИЧЕСКОМ ОПРЕДЕЛЕНИИ СЛУЧАЙНОЙ ВЕЛИЧИНЫ *

В работе [1], непосредственным продолжением которой является данная статья, говорилось о широком распространении в современном естествознании, в частности и речной гидрологии, представления о случайности практически всех природных явлений

* Примечание редколлегии. Статья печатается в порядке дискуссии.

в смысле беспорядочности их колебаний во времени. По мнению автора [1], первопричина такого представления коренится в определении понятия «случайная величина» в современной теории вероятностей и математической статистике: случайной считается любая переменная величина, для которой может быть построена функция распределения вероятностей или, как сказано в [3], «величина, принимающая разные значения с определенными вероятностями, называется случайной величиной». Этому требованию удовлетворяют практически все явления и элементы природы, за исключением явно функциональных. Следовательно, все они должны считаться (и считаются) случайными.

В [1] показана ошибочность определения случайной величины по функции распределения вероятностей: будучи характеристикой статичной, функция распределения вероятностей неоднозначна динамическому понятию случайной величины, вследствие чего не все переменные величины, имеющие функции распределения, обязательно должны быть случайными. Среди них в принципе возможны и неслучайные вероятностные величины, что делает неизбежной замену существующего определения случайной величины по функции распределения вероятностей каким-то новым определением, учитывающим динамический характер этого понятия.

В данной статье предлагается ввести в качестве этого нового определения величину максимума так называемой общей корреляционной функции, впервые опубликованной в [3].

В отличие от известной корреляционной функции $R(\tau)$, описывающей скоррелированность всегда только двух членов временного ряда (последовательности) $Q(i)$, $i = 1, 2, \dots$ при различном сдвиге между ними $\tau = 1, 2, \dots$

$$Q_i = f[Q_{i-\tau}], \quad (1)$$

общая корреляционная функция $R(n)$, впервые введенная в [3], описывает общую скоррелированность каждого данного члена ряда с $n = 2, 3, \dots$ предшествующими ему членами:

$$Q_i = f[Q_{i-1}, Q_{i-2}, \dots, Q_{i-n}], \quad (2)$$

т. е. характеризует не частную, как функция $R(\tau)$, взаимосвязь отдельных пар членов, а взаимосвязь всех членов ряда в целом.

Опыт показывает [4, 5], что с увеличением числа предшествующих членов n , общий коэффициент корреляции зависимости (2), обозначим его через \bar{R}_n , возрастает от минимума $\bar{R}_1 = R_1$ (при $n = 1$ общий и частный коэффициенты корреляции естественно одинаковы) до максимума \bar{R}_{max} при некотором, различном для разных рядов, $n = n_{opt}$. (n оптимальное); при $n > n_{opt}$ значения \bar{R}_n уменьшаются или, что встречается реже, становятся неустойчивыми.

Обратим внимание на максимум общей корреляционной функции \bar{R}_{max} как характеристику предельно возможной для данного

ряда интегральной связанности его членов. Судя по приведенным в [4, 5] результатам вычислений \bar{R}_{max} , примерно для сотни рядов естественных макроявлений (в основном годового стока рек и годовых осадков), а также заведомо случайных искусственных рядов, величины \bar{R}_{max} колеблются в весьма широких пределах, что в частности иллюстрируется заимствованными из [4] рис. 1 и 2:

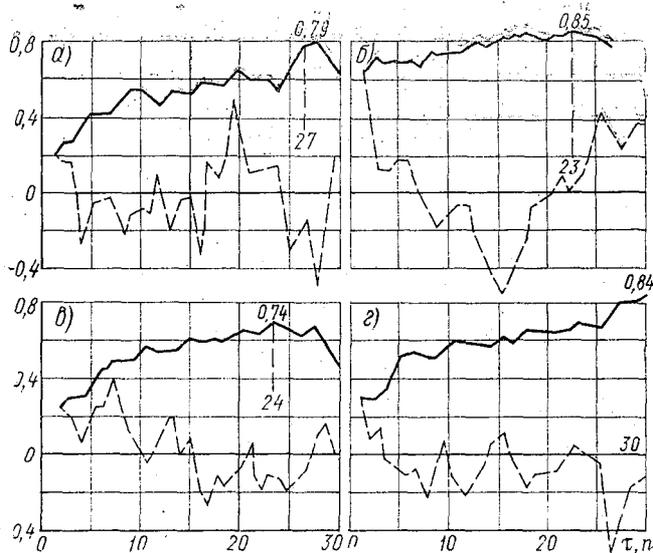


Рис. 1. Корреляционные (— — —) и общие корреляционные функции (—) гидрологических рядов:
 а) — годовых сумм осадков по метеостанции Можайск; б) — годового стока р. Невы — Новосаратовка; в) — дат весеннего вскрытия ото льда р. Иртыш — Омск; г) — среднегодовой температуры воды Баренцева моря (0—200 м) на Кольском разрезе

Цифрами на рис. 1 и 2 показаны для каждого ряда величины \bar{R}_{max} и продолжительности предыстории n_{opt} , при которых они получены. Амплитуда колебания \bar{R}_{max} : на рис. 1 от 0,74 до 0,85 для естественных макроявлений (некоторые из упомянутых выше 100 рядов естественных макроявлений имеют даже несколько большие значения \bar{R}_{max} ; например, для годового стока р. Обь — Белогорье $\bar{R}_{max} = 0,92$), на рис. 2 от 0,44 до 0,58 для искусственных, заведомо случайных рядов.

Большая амплитуда \bar{R}_{max} для различных явлений и элементов привела к трем основным выводам. Во-первых, если бы определение случайной величины по признаку существования функции рас-

пределения было правильным, то любые элементы имели бы примерно одинаковые значения \bar{R}_{max} , поэтому факт существования большой амплитуды этих значений может рассматриваться как экспериментальное подтверждение ошибочности указанного определения. Во-вторых, повышенные значения $\bar{R}_{max} = 0,70 \div 0,90$ для естественных макроявлений являются подтверждением изложенного в [1] представления о макроявлениях как неслучайных вероятностных величинах в силу их повышенной динамической массовости [1]. Наконец, в-третьих, значительное отличие значений \bar{R}_{max} для искусственных, заведомо случайных (см. рис. 2.) и естественных (см. рис. 1) рядов говорит о принципиальной возможности использования этого параметра

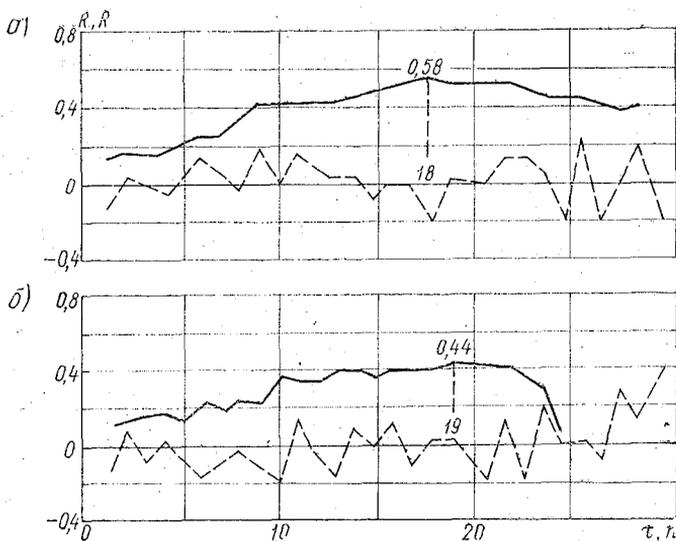


Рис. 2. Корреляционные (---) и общие корреляционные функции (—) случайных рядов:
 а) — вариант из таблицы случайных чисел Митропольского; б) — хронологическая последовательность цифр по тиражам „Спортлото“

в качестве динамической характеристики случайной величины. Исходя из этого предлагается считать случайными величинами лишь те значения, для которых $\bar{R}_{max} \leq 0,60$.

Естественные макроявления с $\bar{R}_{max} > 0,60$ должны считаться в соответствии с этими неслучайными вероятностными величинами или просто вероятностными величинами [1], требующими разработки новой динамической теории их процессов.

Несмотря на известную приближенность критерия $\overline{R}_{max} > 0,60$, вытекающую главным образом из выводов работы [5], согласно которым отдельные макроявления не являются случайными даже при $\overline{R}_{max} < 0,60$ по причине тесной, почти функциональной для них связи \overline{R}_{max} со спектральной характеристикой ψ , критерий случайности $\overline{R}_{max} < 0,60$ имеет большую обоснованность сравнительно с существующим определением случайной величины по функции распределения вероятностей и потому может быть, по нашему мнению, рекомендован.

В заключение коротко о технике вычисления общей корреляционной функции $\overline{R}(n)$. В настоящее время она несколько отлична от изложенного в [3].

Исходным материалом вычисления $\overline{R}(n)$ служит временной ряд Q_i , $i = 1, 2, \dots, m$; число членов m следует брать не менее 50 и не более 70, так как в первом случае уменьшается точность вычисления функции $R(\tau)$ ряда Q_i , а во втором — увеличивается мера нестационарности последнего.

Во-первых, вычисляется функция $R(\tau)$, $\tau = 1, 2, \dots, 30$. Предел вычислений $\tau_{max} = 30$ установлен автором [4] по той причине, что для подавляющего числа исследованных рядов значения $n_{опт}$ колеблются от 10 до 28, а значение τ_{max} естественно должно быть несколько большим. По той же причине значение n_{max} в (2) также принято равным 30; $\tau_{max} = n_{max} = 30$.

Во-вторых, производятся, исходя из $R(\tau)$, вычисления по линейному варианту зависимости (2)

$$\begin{aligned}
 [q_{p, n}]_{m-i} &= (\kappa_n)_1 q_{m-1-i} + (\kappa_n)_2 q_{m-2-i} + \dots + \\
 &+ (\kappa_n)_n q_{m-n-i} = \sum_{\tau=1}^n (\kappa_n)_\tau q_{m-\tau-i}, \quad (3) \\
 n &= 1, 2, \dots, 30, \\
 \tau &= 1, 2, \dots, n, \\
 i &= 0, 1, 2, \dots, (m-n_{max}),
 \end{aligned}$$

серий расчетных значений $[q_{p, n}]_{m-i}$ (q — отклонения от нормы) членов ряда $Q(i)$ для $n = 1, 2, \dots, 30$, $i = 0, 1, 2, \dots, (m-n_{max})$; при этом, коэффициенты $(\kappa_n)_\tau$, названные в [5] коэффициентами обратной связи в смысле внутренней связанности членов в ряду $Q(i)$, находятся известным способом Крамера по формуле

$$(\kappa_n)_\tau = - \frac{D_{0\tau}^n}{D_{00}^n}, \quad (4)$$

где D^n — определитель n -го порядка из значений $R(\tau)$ для целочисленных $\tau = 1, 2, \dots, n$.

В-третьих, вычисленные по (3) серии расчетных значений $[q_{p,n}]_{m-i}$, $i = 0, 1, 2, \dots (m-n_{max})$, $n = 1, 2, \dots 30$, коррелируются с одинаковыми для всех n серий фактическими членами ряда $Q(i)$.

$$[q_{p,n}]_{m-i} = [q_{факт.}]_{m-i} \quad (5)$$

Полученная таким образом последовательность коэффициентов корреляции для $n = 1, 2, \dots 30$ является функцией $\bar{R}(n)$, а наибольший из этих коэффициентов и есть искомый максимум R_{max} .

ЛИТЕРАТУРА

1. Алехин Ю. М. О случайных величинах в естествознании. — В сб. Вопросы гидрологии суши, изд. ЛПИ, 1981, вып. 74, с. 62—69.
2. Митропольский А. К. Техника статистических вычислений. — М.: Наука, 1971, с. 393.
3. Алехин Ю. М. Об общих (сводных) корреляционных функциях естественных макропроцессов (на примере рядов годового стока). — Труды ЛГМИ, 1965, вып. 23, с. 41—47.
4. Алехин Ю. М. О некоторых проблемных вопросах динамико-статистического метода прогнозирования. — Труды ЛГМИ, 1975, вып. 56, с. 3—21.
5. Алехин Ю. М. О связи внутрирядной скоррелированности в гидрометеорологических временных рядах со спектральной структурой этих рядов (на примере рядов годового речного стока). Межведомственный сборник, изд. ЛПИ, 1978, вып. 67, с. 145—157 (ЛГМИ).

УДК 556.18

Г. С. АРСЕНЬЕВ (ЛГМИ)

К ВОПРОСУ О ВЛИЯНИИ ВОДОХРАНИЛИЩ НА ХОЗЯЙСТВО В НИЖНИХ БЬЕФАХ И РАЦИОНАЛЬНОМ ИСПОЛЬЗОВАНИИ ВОДНЫХ РЕСУРСОВ

В нашей стране эксплуатируется свыше 110 крупных водохранилищ комплексного назначения суммарной полезной емкостью около 380 км³ и площадью затоплений 5,4 млн. га, более 20 водохранилищ строится.

В предстоящий 20-летний период (1981—2000 гг.) предполагается удвоить число водохранилищ гидроэлектростанций. Планируется построить такие крупные водохранилища, как Туруханское на притоке р. Енисея Нижней Тунгуске, полезной емкостью 64 км³

и площадью затоплений около 1 млн. га, т. е. равной пятой части площади затоплений действующих сегодня водохранилищ. Намечается построить Средне-Енисейское и Осиновское водохранилища на р. Енисее, Подкаменно-Тунгусское на р. Подкаменной Тунгуске. Завершение строительства каскадов водохранилищ ГЭС в бассейне Енисея будет способствовать превращению его в глубоководную транспортную магистраль и рациональному использованию водных и гидроэнергетических ресурсов.

С вводом в эксплуатацию крупных водохранилищ гидроэлектростанций водный режим рек ниже створа ГЭС существенно изменится: в период половодья расходы уменьшатся по сравнению с бытовыми, а в осенне — зимний период повысятся. Резкое, против бытовых, увеличение зимних расходов (в четыре — шесть раз) особенно на реках Сибири приводит при наличии полыни в нижнем бьефе к интенсивному шугообразованию и зажорным подъемам уровней. При этом наблюдается подтопление и затопление прибрежных населенных пунктов, а также пойменных земель, чего не наблюдалось в бытовом состоянии, приносящее ущерб народному хозяйству. Избежать негативного воздействия водохранилищ в нижних бьефах возможно путем достоверного расчета или прогноза максимальных уровней в зимний период на основе широкого опыта эксплуатации водохранилищ, расположенных в сходных климатических условиях. Примером этого является опыт эксплуатации Красноярской ГЭС на р. Енисее.

В первые годы ее эксплуатации выявилось следующее: длина полыни в нижнем бьефе значительно превышала установленную проектом (80—120 км вместо 35—40 км); наблюдаемые зимние уровни в районе Казачинских порогов превысили максимальные зимние, рассчитанные в проекте. С целью установления влияния попускового режима работы Красноярской ГЭС на объекты народного хозяйства, расположенные в ее нижнем бьефе, зимой 1971 и 1972 гг. проведены специальные попуски из водохранилища ГЭС. Анализ данных измерений, выполненных при этих попусках, а также последующего опыта эксплуатации ГЭС, показал, что значения зажорных зимних коэффициентов (принятых в проекте 1962 г.) снизились с 0,30—0,35 до 0,20—0,18 (табл. 1). Максимальные проектные зимние уровни при этом повысились по сравнению с расчетными 1962 г. на 1—2 м. Если при максимальных уровнях, установленных в проекте, подтопления или затопления населенных пунктов не планировались, то фактически при работе ГЭС в проектном режиме возможно подтопление 16 деревень и поселков.

До проведения защитных мероприятий, исключающих зимние подтопления и затопления населенных пунктов, принято ограничение среднесуточных попусков ГЭС величиной 2500—2600 м³/с при расположении кромок ледостава в районе Казачинских порогов. Период ограничения попусков установлен в зависимости от погодных условий: при устойчивых морозах и прогнозе на понижение температуры воздуха до 15 дней со дня установления ледостава

ниже порогов, а при неустойчивой погоде и прогнозе на повышение температуры — до одного месяца. При указанных расходах никаких затоплений в нижнем бьефе не наблюдалось, что подтверждено опытом эксплуатации ГЭС. Этот вынужденный режим работы ГЭС крайне неблагоприятно сказывается на энергоснабжении региона, ибо приводит к недоиспользованию мощности ГЭС, обеспечивающей покрытие пиковых нагрузок.

Таблица 1

Значения зазорных уровней в бытовых и проектных условиях, а также период эксплуатации ГЭС на протяжении нижнего бьефа Красноярской ГЭС

Показатели	Значения уровней по водпостам, м			
	Атаманово	Павловщина	Залив	Казачинское
Наивысшие бытовые зазорные	117,9 1957/58 гг.	109,8 1955/56 гг.	95,0 1965/66 гг.	86,1 1936/37 гг.
Максимальные зазорные в период эксплуатации ГЭС (1967—1974 гг.)	120,4 23.02.74 г.	113,93 28.02.71 г.	100,85 21.01.71 г.	90,32 13.12.72 г.
Наивысшие зазорные в проектных условиях:				
а) по проектному заданию при расходе ГЭС 4000 м ³ /с	122,8 0,30	113,9 0,30	100,2 0,30	90,1 0,30
($\frac{\text{уровень, м}}{\text{зимний коэффициент}}$)	—	113,3 0,35	99,4 0,35	89,2 0,35
б) после проведения экспериментов при расходе ГЭС 3500 м ³ /с	121,9 0,30	115,0 0,20	101,9 0,18	90,9 0,22
($\frac{\text{уровень, м}}{\text{зимний коэффициент}}$)				

Анализ данных наблюдений за уровнем режимом р. Енисей в зимний период на протяжении нижнего бьефа Красноярской ГЭС позволил уточнить расчетные значения зимних коэффициентов и проектных максимальных уровней в нижнем бьефе строящейся Саяно-Шушенской ГЭС, установленных в 1966 г. В табл. 2 приведены максимальные зимние уровни в нижнем бьефе Саяно-Шушенской ГЭС, рассчитанные в 1966 г. и уточненные, с учетом опыта работы Красноярской ГЭС, в 1974 г.

Значения зимних коэффициентов и максимальных уровней в нижнем бьефе
Саяно-Шушенской ГЭС

Створы	Зимний коэффициент	Максимальные зимние уровни, м
в. п. Старые Очуры	0,20	291,05
	0,30	290,90
Нижняя Коя	0,20	267,80
	0,25	267,20
в. п. Кривенское	0,20	255,15
	0,25	254,60

Примечание. Числитель — данные 1974 г., а знаменатель — 1966 г.

Из таблицы видно, что в результате уточнения возможные максимальные зимние уровни в створах нижнего бьефа превышают ранее установленные на 0,15—0,60 м. Это вызывает увеличение размеров затоплений и подтоплений территории прибрежных населенных пунктов. Анализ показал, что в зоне влияния вновь рассчитанных проектных зимних уровней дополнительно окажутся четыре населенных пункта с общим количеством основных строений 520, т. е. почти 50% от общего количества нарушаемых строений, установленных в 1966 г.

Выявленные своевременно возможные дополнительные нарушения в нижнем бьефе Саяно-Шушенской ГЭС и разработанные мероприятия по их ликвидации повысят эффективность использования водных ресурсов Саяно-Шушенского водохранилища.

Кроме зимних подтоплений и затоплений с созданием водохранилищ усиливаются русловые деформации в нижнем бьефе, приводящие к снижению уровней в реке. Так, за 20 лет работы Новосибирского гидроузла понижения уровней непосредственно у плотины составили 1,5 м, на водопосту г. Новосибирска (в 20 км ниже створа ГЭС) — 0,50 м. Это привело к увеличению расходов ГЭС по условиям поддержания уровней для нормальной работы водозаборов с 450 до 840 м³/с, т. е. почти в два раза и создало большие затруднения с обеспечением навигационных и санитарных попусков, а также еще более сократило возможности суточного регулирования мощности на ГЭС в маловодные годы.

Интенсивному снижению уровней ниже гидроузла способствовало также извлечение грунта из русла р. Оби в районе г. Новосибирска, в среднем по 1,5 млн. м³ в год. При сохранении тех же объемов отбора грунта дополнительное снижение уровней к 1990 г. составит у плотины 50 см и 20—25 см в створе г. Новосибирска.

Водохозяйственный баланс стока р. Оби в створе Новосибирской ГЭС

Таблица 33

Статьи баланса	Уровень	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	I	II	III	Годовой объем, км ³
Маловодный год расчетной обеспеченностью 95%														
Естественный сток, брутто, м ³ /с	—	2140	3840	2010	1330	1440	846	670	456	266	256	237	218	36,0
Отбор стока на орошение, м ³ /с	1985	19	43	52	50	42	43	22	—	—	—	—	—	0,71
	1990	60	197	217	201	152	143	82	—	—	—	—	—	2,77
Потери воды из водохранилища, м ³ /с	+17	30	30	30	30	30	30	30	0	2	6	9	10	0,50
Суммарные потери воды из водохранилища	1985	2	73	82	80	72	73	52	0	2	6	9	10	1,21
	1990	43	227	247	231	182	173	112	0	2	6	9	10	3,27
Естественный сток нетто	1985	2140	3770	1930	1250	1370	773	620	456	264	250	228	208	34,78
	1990	2100	3610	1760	1100	1260	673	558	456	264	250	228	208	32,73
Зарегулированный сток	1985	890	1300	1300	1300	1300	1300	890	1090	470	470	470	470	29,6
	1990	980	1300	1300	1300	1300	1300	980	1160	520	520	520	520	30,8
Дефицит стока	1985	—	—	—	50	—	527	270	630	206	220	242	262	6,3
	1990	—	—	—	200	40	627	422	704	256	270	292	312	8,2
Избыток стока	1985	1250	2470	630	—	—	—	—	—	—	—	—	—	4,40
	1990	1120	2310	460	—	—	—	—	—	—	—	—	—	4,40

Примечание. Избытки стока приведены с ограничением по величине полезной емкости водохранилища.

Положение с обеспечением работы водозаборов г. Новосибирска и поддержанием судоходных глубин на плесе ГЭС — устье Томи усугубляется из-за растущих объемов отбора воды из р. Оби выше гидроузла на орошение земель Кулундинской степи и подпитку озер Новосибирской области. Всего из Новосибирского водохранилища намечается забирать до 3 км³ в год на уровне 1990 г. Величина отъемов стока мала по сравнению с годовым стоком р. Оби, однако половина этого отъема падает на дефицитный по стоку период летне-осенней межени.

Водохозяйственный баланс стока р. Оби в створе Новосибирской ГЭС, рассчитанный применительно к ожидаемым «посадке» уровней и отборам стока выше гидроузла, приведенный в табл. 3, показал, что непокрытая часть дефицита стока может составить на уровне 1985 г. 1,9 км³, увеличиваясь до 3,8 км³ к 1990 г.

Анализ результатов расчетов позволяет сделать вывод, что ликвидировать выявленный дефицит водных ресурсов в створе гидроузла в предстоящем пятилетии возможно только проведением следующих мероприятий:

1) отказом от карьерных разработок в русле р. Оби в районе г. Новосибирска;

2) снижением до минимума отборов воды из р. Оби (выше ГЭС) на орошение в период летне-осенней межени;

3) выявлением возможности снижения судоходных попусков в период осенней межени.

Возрастающий дефицит стока к 1990 г. возможно ликвидировать только за счет ускорения строительства Еландинского гидроузла на р. Катунь с полезной емкостью 5,8 км³, позволяющего повысить эффективность использования водных ресурсов бассейна р. Оби.



УДК 551.482

Г. Н. УГРЕНИНОВ (ЛГМИ)

ОБЪЕМ НЕЗАВИСИМОЙ ИНФОРМАЦИИ В ОБЪЕДИНЕННОМ РЯДУ РЕЗУЛЬТАТОВ НАБЛЮДЕНИЙ

Районирование полей гидрологической величины обычно производят для объединения частных выборок в пределах однородной территории. Предполагается, что объем независимой информации в объединенном ряду больше, чем в любой частной выборке, а зна-

чит выше точность расчета статистических характеристик гидрологической величины.

В своей книге А. В. Рождественский и А. И. Чеботарев [3] указывали на недостаточную обоснованность применения статистических критериев однородности к гидрологическим рядам, для которых характерна автокорреляция и межрядовые корреляционные связи. Эти же факторы влияют и на объем независимой информации в объединенном ряду. В иллюстративных целях произведем оценку влияния каждого из этих факторов в отдельности.

Пусть n — число членов объединенного ряда, а N_1 — объем независимой информации, определенный путем исключения влияния автокорреляции в частных выборках. Примем модель гидрологического ряда в виде простой цепи Маркова, ограничившись при этом учетом корреляционной связи смежных членов. Тогда в соответствии с рекомендациями Н. Маталаса [2]

$$N_1 = n \left\{ 1 + \frac{2r}{n} \left(\frac{n(1-r) - 1 + r^n}{(1-r)^2} \right) \right\}^{-1}, \quad (1)$$

где $r = r(\tau) = r(1)$.

Для вычисления значения r объединенный ряд предлагается составлять таким образом, чтобы частные выборки были представлены в сопоставимом виде и располагались одна за другой, при этом на стыке различных выборок смежные члены объединенного ряда в большинстве случаев не связаны. Следовательно, автокорреляция в объединенном ряду должна быть выражена несколько слабее, чем в частных выборках.

Перейдем к учету межрядовых корреляционных связей. Пусть N_2 — объем независимой информации в объединенном ряду при исключении влияния корреляционной связи между рядами. Значение N_2 предлагаем определять путем суммирования объемов независимой информации при объединении данных за каждую расчетную единицу времени t :

$$N_2 = \sum_{t=1}^{t=k} \left(\frac{m_t^2}{m_t + 2 \sum_{i < j} r_{ij}} \right), \quad (2)$$

где m_t — число пунктов наблюдений в момент t ; $\sum_{i < j} r_{ij}$ — нормированная корреляционная матрица, характеризующая в данном случае связь между результатами наблюдений в m_t пунктах.

В основу формулы (2) положено известное выражение [1] для расчета дисперсии суммы случайных величин

$$D \left(\sum_{i=1}^{m_t} X_i \right) = \sum_{i=1}^{m_t} D(X_i) + 2 \sum_{i < j} K_{ij}, \quad (3)$$

где $\sum_{i < j} K_{ij}$ — корреляционная матрица; K_{ij} — корреляционный момент (ковариация).

Поскольку рассматривается однородный район, то каждая i -ая выборка является частной реализацией случайной величины X . Следовательно, все m_t дисперсий $D(X_i)$ равны,

$$D(X_1) = D(X_2) = \dots = D(X_i) = \dots = D(X_{m_t}) = D(X), \quad (4)$$

а корреляционная матрица может быть представлена в виде

$$\sum_{i < j} K_{ij} = \sum_{i < j} r_{ij} \sigma_{x_i} \sigma_{x_j} = D(X) \sum_{i < j} r_{ij}. \quad (5)$$

С учетом формул (4) и (5) преобразуем выражение (3):

$$D\left(\sum_{i=1}^{m_t} X_i\right) = m_t D(X) + 2D(X) \sum_{i < j} r_{ij} = D(X) (m_t + 2 \sum_{i < j} r_{ij}). \quad (6)$$

Дисперсия среднего значения величины X равна

$$D\left(\frac{\sum_{i=1}^{m_t} X_i}{m_t}\right) = \frac{D(X) (m_t + 2 \sum_{i < j} r_{ij})}{m_t^2}. \quad (7)$$

При отсутствии корреляционной связи между частными выборками среднее значение можно было бы вычислить с той же точностью по данным $N_{2,t}$ пунктов наблюдений, вместо m_t .

$$D\left(\frac{\sum_{i=1}^{m_t} X_i}{m_t}\right) = \frac{D(X)}{N_{2,t}}. \quad (8)$$

Примем значение $N_{2,t}$ в качестве количественной характеристики объема независимой информации в m_t результатах наблюдений. Вычислим $N_{2,t}$ путем совместного рассмотрения (7) и (8).

$$N_{2,t} = \frac{m_t^2}{m_t + 2 \sum_{i < j} r_{ij}}. \quad (9)$$

Объем независимой информации за весь период наблюдений $k = \sum t$ в $m \geq m_t$ пунктах однородного района равен

$$N_2 = \sum_{t=1}^{t=k} N_{2,t}, \quad (10)$$

что приводит к формуле (2).

Оценку объема независимой информации в объединенном ряду с учетом всех видов связи выполним с помощью формулы

$$N = \frac{N_1 \cdot N_2}{n}. \quad (11)$$

В принципе, объем информации N можно определить без раздельного вычисления значений N_1 и N_2 по формуле, аналогичной (9), но с применением более сложной нормированной корреляционной матрицы, оценивающей все виды корреляционной связи между членами объединенного ряда.

Покажем на примере, как влияют корреляционные связи между данными наблюдений на объем независимой информации. Одно-родный район левобережья р. Луги на участке от п. Толмачево до г. Кингисеппа включает в себя бассейны трех рек, на которых ведутся наблюдения за стоком: р. Долгая, руч. Чернецкий, р. Саба. Наибольший объем частной выборки данных о годовом стоке равен $k_1 = 44$. Объем независимой информации в этой наиболее представительной выборке составляет $N_{1,1} = 29$, с учетом $r(1) = 0,20$. Число членов ряда, составленного из трех выборок, $n = 118$. Вычисления по формулам (1), (2) и (11) дали следующие результаты: $N_1 = 79$; $N_2 = 46$; $N = 31$. Следовательно, объем независимой информации при объединении рядов в данном случае возрос незначительно.

Предлагаемая расчетная схема позволяет количественно оценить положительный эффект объединения рядов, внося в эту процедуру необходимую объективность.

ЛИТЕРАТУРА

1. Вентцель Е. С. Теория вероятностей. Изд. 4-е. — М.: Наука, 1969. — 576 с.
2. Маталас Н. Анализ временных рядов в гидрологических исследованиях. — В кн.: Статистические методы в гидрологии. Л., Гидрометеиздат, 1970, с. 177—213.
3. Рождественский А. В., Чеботарев А. И. Статистические методы в гидрологии. — Л.: Гидрометеиздат, 1974. — 424 с.

УДК 556.522:55.048

В. Г. ОРЛОВ (ЛГМИ)

К ВОПРОСУ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ ЗАКОНОМЕРНОСТЕЙ СТРОЕНИЯ РЕЧНОЙ СЕТИ В ГИДРОЛОГИЧЕСКИХ РАСЧЕТАХ

Процесс формирования стока на водосборе целиком и полностью зависит от особенностей строения речного бассейна, от его морфометрических и гидрографических характеристик.

Уже на первых этапах развития гидрологических расчетов в формулах для определения паводочного стока включаются такие характеристики водосбора, как его площадь, уклон, длина реки и речного бассейна.

Одна из первых «рациональных формул» для оценки размеров паводочного стока была предложена группой ирландских инженеров (1842—1847 гг.) и имела вид

$$Q = 2,52 \cdot C \cdot J \cdot A,$$

где Q — расчетный расход в куб. фут/мин; C — коэффициент стока; J — максимальное суточное количество атмосферных осадков в дм; A — водосборная площадь в акрах.

Во второй половине XIX века были предложены различные формулы максимального стока типа

$$Q = C \cdot A^n,$$

где C — коэффициент; n — показатель степени; A — площадь водосбора. (Самая первая из подобных формул выведена на основании наблюдений в Индии полковником Г. А. Диккенсом $Q = C \cdot A^{0,75}$)

С развитием науки гидрологии исследуются процессы формирования стока, совершенствуются способы и приемы определения различных гидрографических характеристик, предлагаются различные теории формирования стока, а в расчетные формулы включаются в качестве основных и вспомогательных параметров целый ряд новых показателей, характеризующих как строение водосбора, так и строение речной сети.

В формуле Ф. Г. Зброжека (1901 г.) уже появляется коэффициент, зависящий от соотношения времени добегаания по склонам и тальвегу (C):

$$q_{max} = C \cdot U_0^2 \cdot T \cdot H,$$

где U_0 — скорость стекания воды; T — продолжительность дождя; H — слой дождя.

Формулы Н. Е. Долгова (1916), М. М. Протодьяконова (1931) также предусматривают знание уклона, скорости и времени добегаания; появляются соотношения максимальной ширины водосбора к средней ширине, длина склона (А. Н. Костяков 1931) и т. д.

С развитием методов исследований появляется возможность массового определения морфометрических показателей строения реки и речного бассейна и анализа их взаимосвязи.

Вопросами взаимосвязи морфометрических характеристик реки и ее бассейна занимались ряд ученых (А. А. Соколов и др.). Эти работы дают представление о закономерностях в строении речных бассейнов района, его речной сети, а районные формулы, характеризующие закономерности строения речной сети и речных бассейнов, дают возможность определить различные характеристики речного бассейна для неизученных рек.

Ведь речная сеть любой территории является результатом деятельности сложного физико-географического процесса, в котором взаимодействуют такие факторы, как климатические, гидрологические, геоморфологические и многие другие. Образованная при этом речная сеть не является каким-то случайным сочетанием путей стока поверхностных вод. Это вполне определенный результат в деятельности сложного физического процесса. И о том, что в однородном районе все характеристики реки и речного бассейна взаимосвязаны, указывают тесные связи между площадями водосбора и их средней шириной и длиной главной реки, а также средневзвешенными уклонами водостока.

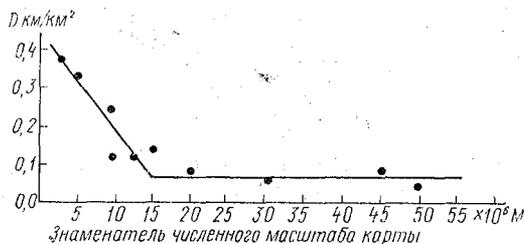


Рис. 1. Зависимость густоты речной сети от масштаба карты, р. Нижняя Тунгуска

Эти зависимости дают наглядное представление о том, как меняются в зависимости от площади водосбора такие показатели, как длина реки, средняя ширина бассейна, средневзвешенный уклон реки. Как показал анализ таких связей — имеется четкое разграничение между большими и малыми бассейнами (менее 250 км²), между равнинными и горными реками.

Близкие значения параметров формул указывают на сходство в конфигурации речных бассейнов.

По соотношению $\frac{\bar{B}}{L}$ можно составить представление о «типовом» или «среднем» водосборе в рассматриваемом районе.

Учитывая, что одним из показателей развитости речной сети района является густота речной сети (D), анализ ее взаимосвязанности с гидроклиматическими характеристиками речного бассейна представляет определенный интерес для целей гидрологических расчетов, особенно для характеристики неизученных рек. При этом, конечно, нельзя забывать, что, сравнивая значения D км/км² и анализируя связи этой характеристики с другими показателями, мы должны пользоваться картами одного масштаба и желательно крупного, поскольку значение D находится в прямой зависимости от масштаба карты (рис. 1).

Р. А. Нежиховский в своих исследованиях провел детальный анализ распределения густоты речной сети, а также среднего зна-

числения количества русловых потоков на площади 1000 км² по географическим зонам, а полученный им график связи между количеством малых рек ($L < 10$ км), приходящихся на 1000 км², и их примерной длиной может быть использован в практических расчетах для определения средней длины рек ($L < 10$ км) по их количеству (рис. 2).

Густота речной сети характеризует среднее расстояние между смежными водотоками, среднюю длину склонов, которые необходимы при расчетах Q_{max} по формулам.

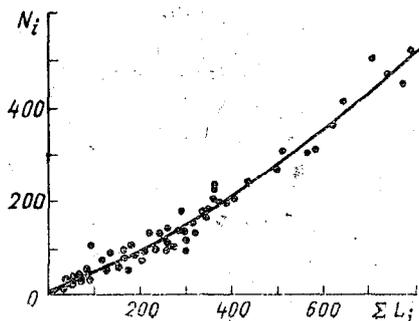


Рис. 2. Связь между количеством малых рек ($L < 10$ км), приходящихся на 1000 км², и их средней длиной.

Действительно, если какая-то площадь F , равномерно покрыта водотоками числом n и длиной L , то к каждому водотоку будет относиться водосборная площадь $f = \frac{F}{n}$. Густота речной сети района характеризуется отношением $D = \frac{\sum l}{F}$, откуда следует

$$D = \frac{\sum l}{F} = \frac{L \cdot n}{f \cdot n} = \frac{L}{f} \quad \text{или} \quad \frac{1}{D} = \frac{f}{L} = b,$$

т. е. среднее расстояние между водотоками равно обратной величине густоты речной сети, а величина $\frac{1}{2D}$ характеризует среднюю ширину склонов, с которых вода поступает в водотоки. Учитывая, что тальвег водотока обычно начинается не от водораздела, а лишь на некотором расстоянии от него, среднюю ширину склона рекомендуется определять по соотношению

$$\bar{b} = \frac{1}{2,25 \cdot D}.$$

Показатель развитости речной сети ($D_{км/км^2}$) тесно связан с водностью района, со среднемноголетним модулем стока. На эту

связь указывали многие исследователи, а И. Н. Гарцман предложил использовать эту связь непосредственно для гидрологических расчетов. Он предложил оценивать протяженность гидрографической сети в зависимости от многолетнего расхода в замыкающем створе речной системы. Этот коэффициент им назван гидроморфологическим (ГМК), а находится он по отношению длины русловой сети к многолетнему расходу:

$$\gamma_Q = \frac{\sum l}{Q_0}$$

Коэффициент ГМК показывает, какая средняя протяженность речной сети приходится на расход, равный $1 \text{ м}^3/\text{с}$, и им оценивается определенным образом эрозионное расчленение территории в связи со средним уровнем ее водоносности. Чем больше этот коэффициент, тем больше данный бассейн подвержен интенсивному расчленению, тем больше регулирующая способность этой речной системы. На величину этого коэффициента не влияют факторы подстилающей поверхности как заболоченность, облесенность, озерность, поскольку эрозионный врез русла реки значительно ниже уровня размещения этих показателей.

ГМК тесно связан с плотностью речной сети. Если $D = \frac{\sum l}{F}$, а из определения ГМК $\sum l = \gamma_Q \cdot Q_0$, то, подставив это значение, имеем

$$D = \frac{\gamma_Q \cdot Q_0}{F} = \gamma_Q \cdot M_0$$

и, следовательно,

$$\gamma_Q = \frac{D}{M_0}$$

А поскольку, как мы видим, средний модуль стока связан с плотностью речной сети, то при $\gamma_Q = \text{const } M_0$ будет зависеть только от D и для района речной системы с постоянным значением γ_Q имеем четкую связь $D = f(M_0)$, что и было показано рядом авторов. Построенные зависимости могут быть рекомендованы для предварительных расчетов среднего многолетнего стока неизученных рек по значениям плотности речной сети и ГМК района.

В качестве примера приводится районирование бассейна р. Камчатки по ГМК (рис. 3), а также зависимость нормы стока (M_0) от плотности речной сети и ГМК (рис. 4).

Определенный интерес представляет в практике гидрологических расчетов использование закономерности строения речной сети.

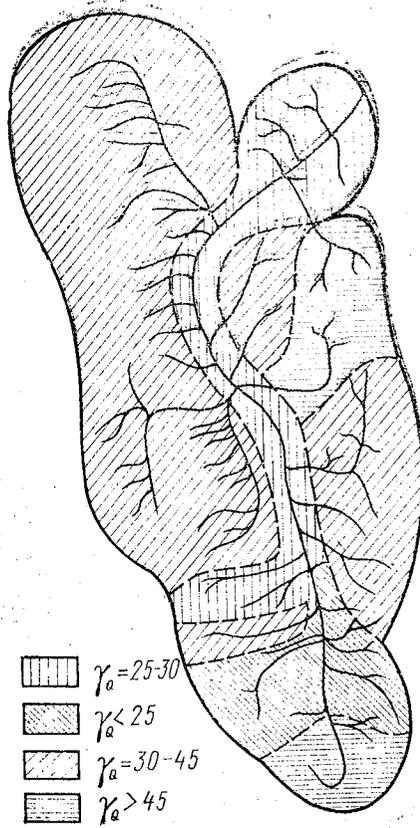


Рис. 3. Схема районирования бассейна р. Камчатки по ГМК

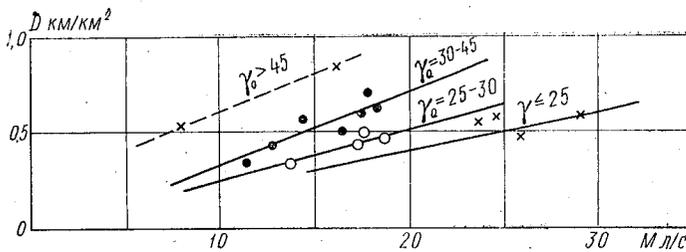


Рис. 4. Зависимость нормы стока (M_0) от густоты речной сети и ГМК в бассейне р. Камчатки

Как известно, наиболее удачной схемой деления рек на классы (порядки) является нисходящая система, которая позволяет сравнивать осредненные значения морфометрических характеристик по порядкам в определенных физико-географических условиях. Согласно этой системе за потоки первого порядка (класса) принимаются самые верхние звенья речной системы, неразветвленные. Слияние потоков I порядка дает начало потокам II порядка и т. д. При использовании этой системы могут быть рассмотрены схемы Р. Хортона и Н. А. Ржаницына. Так, Р. Хортон принимает за длину реки данного класса ее протяженность от слияния с другой рекой этого же или более высокого класса вверх до истока. В отличие от этой схемы Н. А. Ржаницын определяет длину потока каждого класса только как отрезок между потоками смежных классов, считая, что два потока, сливаясь вместе, образуют третью реку, которая по своим характеристикам является совершенно новым русловым потоком. При этом необходимо отметить, что распределение числа водотоков, их средних длин, морфологических и гидрологических характеристик подчиняется определенным законам, которые дают представление об общих закономерностях в строении гидрографической сети бассейна.

При анализе строения речной системы авторы рекомендуют формулы, которые позволяют получить характеристики потоков любого порядка по осредненным показателям потока I порядка.

В практике гидрологических расчетов эти формулы почему-то не нашли широкого применения, однако в настоящее время использование космических методов исследования может внести определенный вклад в развитие гидрологических расчетов.

В связи с этим хотелось бы остановиться на некоторых формулах для определения морфометрических показателей речных бассейнов. Так, число потоков любого порядка (класса) в речной системе (N_n) может быть определено по зависимости

$$N_n = r_b^{s-n},$$

где r_b — коэффициент бифуркации, характеризующий отношение среднего числа потоков данного порядка к числу потоков следующего более высокого порядка. Это отношение обычно постоянно для потоков всех порядков данного бассейна — $r_b \approx \frac{N_1}{N_2} = \frac{N_2}{N_3} = \dots = \frac{N_{s-1}}{N_s}$; n — порядок данного потока; s — порядок данной речной системы.

Для определения средней длины потоков различных классов получено уравнение

$$l_n = l_1 \cdot r_l^{n-1},$$

где l_1 — средняя длина потоков I порядка; r_l — отношение средней длины потоков данного порядка к средней длине потоков более

низкого порядка $l_1 \approx \frac{l_2}{l_1} = \frac{l_3}{l_2} = \dots = \frac{l_n}{l_{n-1}}$; которое также обычно постоянно для всех смежных порядков.

Исследования Н. А. Ржаницына показали возможность определения средних показателей потоков различных порядков (классов) от осредненных показателей потока I класса. Им предлагаются формулы следующего вида:

Для определения средней длины потоков N -го порядка

$$l_N = l_1 \cdot \kappa_l^{N-1},$$

где l_1 — средняя длина потока I порядка; κ_l — коэффициент увеличения длины.

Для определения средней площади потоков N -го порядка

$$f_N = f_1 \cdot \kappa_f^{N-1},$$

где f_1 — средняя площадь потока I порядка; κ_f — коэффициент площади, равный $\frac{f_N}{f_{N-1}}$.

Значения коэффициентов κ_l и κ_f дифференцированы по географическим зонам.

Анализируя связь средней водоносности потока с классом рек, Ржаницын получил зависимость вида

$$\bar{Q}_N = \bar{Q}_1 \cdot \kappa_Q^{N-1},$$

где \bar{Q}_1 — среднегодовой расход потока I порядка; κ_Q — коэффициент среднегодового расхода, принятый автором постоянным.

Для расчёта среднего максимального расхода весеннего половодья предложена формула

$$\bar{Q}_{\max N} = \bar{Q}_{\max 1} \cdot \kappa_{Q_{\max}}^{N-1},$$

где $\bar{Q}_{\max 1}$ — среднемасимальный расход весеннего половодья потока I порядка; $\kappa_{Q_{\max}}$ — коэффициент максимального расхода, принятый постоянным.

Исследуя продолжительность весеннего половодья в зависимости от порядка потока, Ржаницын отмечает тесную связь этих параметров для рек степной зоны и рекомендует для определения средней продолжительности весеннего половодья на реках N -го порядка соотношение

$$T_N = T_1 \cdot \kappa_T^{N-1},$$

где T_1 — средняя продолжительность половодья рек I порядка; κ_T — коэффициент половодья, который дифференцирован в зависимости от размера реки и наличия болот.

Приведенные выше зависимости могут быть использованы для определения соответствующих параметров на неизученных реках района по средним значениям для потоков I порядка. Все коэффициенты определяются по данным наблюдений и являются региональными для соответствующих речных систем.

Выполненные проверочные расчеты для ряда речных систем, расположенных в различных частях нашей страны, показали возможность использования данной методики с достаточной для предварительных расчетов точностью.

Конечно, при определении средних показателей вносятся некоторые допущения, однако, принимая их, мы не нарушаем закономерного изменения тех или иных характеристик.

Нельзя не сказать о том, что перед гидрологией вообще и перед гидрографией в частности открываются большие перспективы развития в связи с выходом человека во внесемное пространство, что позволяет ставить и решать новые задачи, наиболее эффективно использовать новые методы изучения природы. И в первую очередь это относится к такому разделу гидрологической науки, как расчеты и прогнозы стока.

В зависимости от разрешающей способности аппаратуры на космических кораблях могут быть получены по снимкам такие характеристики, как площади водосборов, площади затопления поверхности бассейна, овражно-балочной и речной сети, протяженность сети временных водотоков и т. д. По этим снимкам можно уверенно проследить последовательное формирование стока на реках I, II и более высоких порядков. И здесь используются закономерности строения речной сети, полученные Р. Хортоном и Н. А. Ржаницыным.

Говоря о предложенных методах расчета, следует еще раз подчеркнуть значение масштаба карт. Так, водотоки, имеющие I порядок на карте масштаба 1:10 000 000, на карте масштаба 1:100 000 имеют уже III—IV порядок. Средняя длина притока I порядка для ЕТС по карте 1:1 000 000 составляет 5 км, а по карте 1:25 000 0,6 км.

Уже сейчас дешифрованные космические снимки с успехом применяются для получения морфометрических характеристик и оценки режима рек, оно показало, что на снимках практически отражается вся речная и озерная сеть, отчетливо просматриваются реки незначительных размеров (менее 10 км), уверенно опознаются временные водотоки, границы пойм рек.

С помощью аэрофото- и космической съемки становится возможным определить зависящую от водности переменную густоту всей видимой речной сети и сравнить ее с картографической, найти связь «видимой густоты» с расходом в замыкающем створе (рис. 5, 6).

Сопоставление хронологического хода густоты «видимой речной сети» с гидрографом в замыкающем створе показывает на

четкую связь объема стока (водности) в бассейне в замыкающем створе с суммарной длиной речной сети с незначительным разбросом точек (рис. 7). Полученные связи могут быть использованы

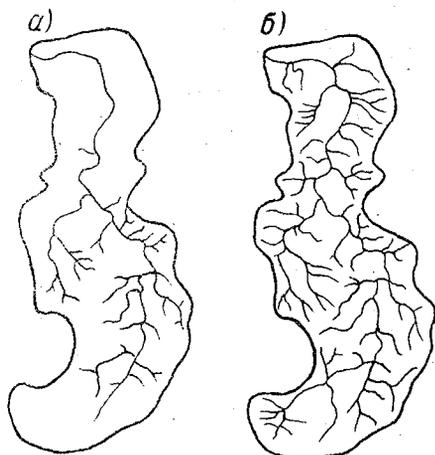


Рис. 5. Сравнение густоты речной сети, фиксируемой на космическом снимке (а) и на топографической карте (б) [3]

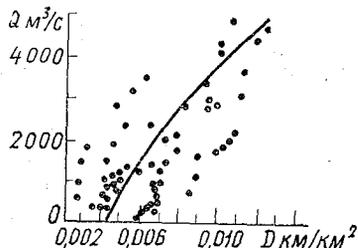


Рис. 6. Связь видимой густоты речной сети с расходом воды через замыкающий створ бассейна, р. Дон — п. Хутор Беляевский [3].

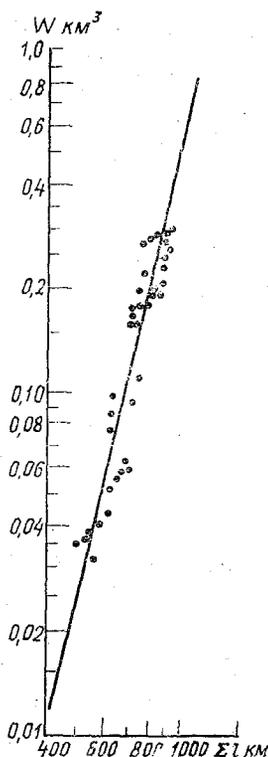


Рис. 7. Связь между суммарной длиной видимой речной сети и объемами воды в ней, р. Хопер [3].

в практике расчетов стока пока только для равнинных рек с широкими долинами.

Все это говорит о широких возможностях использования ИСЗ, аэрофотосъемки в практике гидрологических расчетов.

ЛИТЕРАТУРА

1. Гарцман И. Н. Топология речных систем и гидрографические индикативные последствия. Водные ресурсы, 1973, № 3, с. 109—125.
2. Калинин Г. П. От аэрокосмических снимков к прогнозам и расчетам стока. — Л.; Гидрометеоздат, 1974. — 40 с.
3. Калинин Г. П., Курилова Ю. В., Колосов П. А. Космические методы в гидрологии. — Л.; Гидрометеоздат, 1977. — 182 с.
4. Панов Б. П. Количественные характеристики речной сети. — Труды ГГИ, 1948, вып. 4(58), с. 122—150.
5. Ржаницын Н. А. Морфологические и гидрологические закономерности строения речной сети. — Л.; Гидрометеоздат, 1960, с. 3—72.
6. Нежиховский Р. А. Руслвая сеть бассейна и процесс формирования стока воды. — Л.; Гидрометеоздат, 1971. — 475 с.
7. Соколов А. А. Взаимосвязь морфологических характеристик бассейна и водотока. — Метеорология и гидрология, 1962, № 2, с. 14—22.
8. Хортон Р. Эрозионное развитие рек и водосборных бассейнов. — М.: Иностранная литература, 1948. — 158 с.

УДК 556.16.167

Б. С. УСТЮЖАНИН, Н. В. ГОРШУНОВА (ГГИ)

ИЗМЕНЕНИЕ МЕЖЕННОГО СТОКА р. ЛУГИ ПОД ВЛИЯНИЕМ ХОЗЯЙСТВЕННОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ

Бассейн р. Луги площадью 13 200 км² представляет собой густонаселенный и экономически развитый район. Здесь ведутся мелиоративно-осушительные работы, строительство и эксплуатация гидроэлектростанций, вырубка лесов; создаются пруды и водохранилища различного целевого назначения; интенсивно растут города и рабочие поселки, в связи с чем сооружаются и действуют заборы воды для нужд населения, промышленного и сельскохозяйственного производства и осуществляются сбросы использованных вод в реки; производится переброска части водных ресурсов из одних бассейнов в другие с целью улучшения санитарного состояния и лесосплавных условий отдельных рек. Весь этот комплекс мероприятий оказывает влияние на водный режим р. Луги и ее притоков.

Определение характера и степени изменений меженного стока р. Луги под влиянием хозяйственной деятельности выполнено на основе многолетних данных измерений расходов воды у д. Воронино (период наблюдений с 1926 по 1978 гг.), ст. Толмачево (пе-

риод наблюдений с 1916 по 1978 гг.) и г. Кингисеппа (период наблюдений с 1944 по 1978 гг.), а также рек-аналогов, расположенных в сопредельных бассейнах, за одни и те же годы наблюдений.

Для установления начала существенного изменения водного режима использовались графические связи между последовательно суммированными значениями меженного стока р. Луги в указанных выше створах и р. Оредежи у д. Моровино, принятой за реку-аналог. Пример таких связей приведен на рис. 1.

Как выяснилось из графиков, меженный сток р. Луги у д. Воронино и ст. Толмачево оставался естественным до 1946 г., а у г. Кингисеппа — до 1962 г. В дальнейшем под влиянием всевозрастающего развития хозяйственной деятельности на водосборе, относящемся непосредственно к р. Луге, а также в бассейнах ее

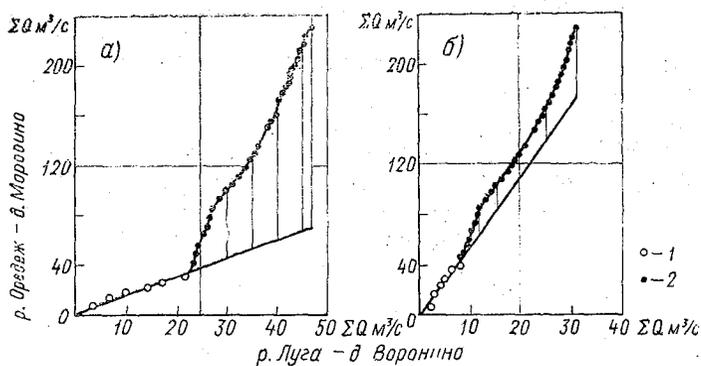


Рис. 1. Связь последовательно суммированных величин меженного стока р. Луги у д. Воронино и р. Оредеж у д. Моровино:

а) летняя межень; б) зимняя межень;
1 — годы с условноестественным водным режимом, 2 — годы с нарушенным режимом

притоков сток р. Луги стал постепенно изменяться. При этом в настоящее время сток реки в зимнюю и летнюю межень у д. Воронино значительно ниже своих естественных величин, у ст. Толмачево — близок к ним, а в г. Кингисеппе — значительно выше их.

Количественная оценка изменений стока р. Луги в летнюю и зимнюю межень за установленные периоды влияния хозяйственной деятельности выполнена с помощью метода аналогии путем восстановления измененных (бытовых) величин стока до естественных значений и последующего сравнения этих величин стока между собой.

Измененные величины стока восстанавливались до естественных значений двумя способами:

- по стоку рек-аналогов,
- по зависимости расходов воды от площади водосборов.

В первом случае за годы синхронных наблюдений определялась величина отношения меженного стока р. Луги за период

естественного водного режима к стоку реки-аналога за тот же период (коэффициент «к»), которая распространялась на годы с нарушенным (измененным) водным режимом. Умножая расход воды реки-аналога, осредненный за период нарушений режима р. Луги у д. Воронино, ст. Толмачево и Кингисеппа, на принятый коэффициент «к», получаем восстановленный (естественный) расход воды за период влияния на сток различных хозяйственных мероприятий.

Результаты восстановления и определения степени изменений речного стока этим способом приводятся в табл. 1.

Как видно из данных, приводимых в табл. 1, сток р. Луги в летнюю и зимнюю межень претерпел заметные изменения в результате хозяйственной деятельности, осуществляемой в ее бассейне. Так, у д. Воронино произошло снижение водности реки в летнюю межень на 77%, а в зимнюю межень — на 59%, что связано в основном с развитием здесь мелиоративно-осушительных работ и отведением дренируемых вод ниже расположения гидрологического поста.

Характер изменения меженного стока р. Луги у ст. Толмачево в период с 1946 по 1978 гг. определяется не только осушительными мероприятиями, осуществляемыми в верховьях реки, но и работой гидроэлектростанций, водозаборов и водосбросов, расположенных на основном створе и притоках, в результате чего регулируется водный режим реки. По своим значениям водность реки у ст. Толмачево в летнюю и зимнюю межень на 6—8% выше естественной.

У г. Кингисеппа водность р. Луги в межень в период 1962—1978 гг. увеличилась по сравнению с естественной в среднем на 30%, что, главным образом, связано с эксплуатацией Кингисеппской ГЭС и регулирующим влиянием Кингисеппского водохранилища.

Наиболее объективные данные о размерах изменений речного стока р. Луги под влиянием комплекса различных хозяйственных мероприятий получены с помощью районных зависимостей меженного стока от площади водосбора. Сущность этих зависимостей и правомочность их использования в качестве расчетных достаточно полно изложена в работах [1, 2]. Применительно к бассейну р. Луги для их получения использованы данные наблюдений за стоком 17 рек с условно-естественным режимом, водосборы которых расположены на территории Северо-Запада. Как видно из приводимых на рис. 2 графиков, между величинами стока в летнюю (а) и зимнюю (б) межень и площадью водосбора существует тесная связь. Аналитическое выражение этой связи имеет следующий вид:

$$\text{для летней межени } \bar{Q}_л = 0,0075 \cdot F^{0,85}, \quad (1)$$

$$\text{для зимней межени } \bar{Q}_з = 0,0087 \cdot F^{0,85}. \quad (2)$$

Изменение стока р. Луги под влиянием хозяйственной деятельности
(оценка по стоку реки-аналога)

Пункт учета вод	Естественный водный режим межени				Нарушенный водный режим межени									
	летней		зимней		летней					зимней				
	$\frac{Q_{л}}{Q_0}$	k	$\frac{Q_{л}}{Q_0}$	k	Q ₀	Q _в	Q _ф	изменения стока		Q ₀	Q _в	Q _ф	изменения стока	
								м ³ /с	%				м ³ /с	%
д. Воронино	$\frac{3,27}{6,0}$	0,55	$\frac{1,87}{6,3}$	0,30	5,8	3,19	0,74	-2,45	-77	5,6	-0,69	1,68	-0,99	-59
ст. Толмачево	$\frac{14,3}{6,0}$	2,38	$\frac{15,3}{6,3}$	2,41	5,8	13,9	14,8	0,9	6	5,6	13,4	14,5	1,1	8
г. Кингисепп	$\frac{24,0}{6,0}$	4,00	$\frac{23,7}{6,1}$	3,88	5,6	22,4	29,2	6,8	30	5,23	20,4	26,6	6,2	30

Примечание. Q_л — расход воды р. Луги; Q₀ — расход воды р. Оредежи у д. Моровино; Q_в — восстановленный (естественный) расход воды; Q_ф — фактический (бытовой) расход воды.

Зная естественную водность за период изменений водного режима рек, которая устанавливается путем осреднения данных наблюдений за стоком на реках-аналогах, можно выполнить восстановление измененных расходов воды по формуле

$$Q_B = a \cdot F^n \cdot \kappa_t \quad (3)$$

Коэффициент естественной водности (κ_t) за период 1946—1978 гг. для условий формирования стока у д. Воронино и ст. Толмачево, вычисленные по стоку 17 рек-аналогов, равны 1,04 (для

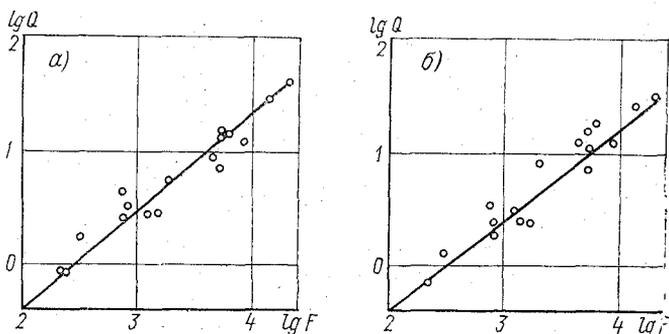


Рис. 2. Зависимость расходов воды в летнюю (а) и зимнюю (б) межень от площади водосбора

условий летней межени) и 0,93 (для зимней межени), а за период 1962—1978 гг. для условий г. Кингисеппа — соответственно 1,03 и 0,91.

Результаты расчета естественных величин меженного стока по формуле (3) приведены в табл. 2.

Из данных, приводимых в этой таблице, следуют выводы о сокращении меженного стока в верховьях р. Луги и его увеличении к ст. Толмачево и ниже по течению реки, аналогичные тем, которые сделаны выше, на основании данных табл. 1. При этом необходимо подчеркнуть хорошую сходимость величин изменения меженного стока, полученных различными методами и приведенными в табл. 1 и 2.

Учитывая вероятность появления значительных ошибок при использовании метода аналогии для оценки изменений речного стока, было выполнено определение погрешности восстановленных расходов воды. Погрешность восстановленных величин меженного стока (δ_{Q_B}) оценивалась по закону сложения случайных ошибок двух зависимых переменных по формуле

$$\sigma_{Q_B} = \sqrt{\sigma_Q^2 + \sigma_{\kappa_t}^2 + 2r\sigma_Q \cdot \sigma_{\kappa_t}}, \quad (4)$$

где σ_Q и σ_{κ_t} — соответственно погрешности определения нормы стока и коэффициентов естественной водности за период наруше-

Изменение меженного стока р. Луги под влиянием хозяйственной деятельности, восстановленного по зависимости (3)

Пункт учета вод	Период изменений стока	Параметры		Площадь водосбора, F	Коэффициент естественной водности, K_f	Расход воды		Изменения стока	
		a	n			восстановленный, Q_B	измеренный, Q_F	m^3/c	%
д. Воронино	1946—1978 гг.	$\frac{0,0075}{0,0087}$	0,85	864	$\frac{1,04}{0,93}$	$\frac{2,53}{2,62}$	$\frac{0,74}{0,69}$	$\frac{-1,79}{-1,93}$	$\frac{70}{73}$
ст. Толмачево	1946—1978 гг.	$\frac{0,0075}{0,0087}$	0,85	6350	$\frac{1,04}{0,93}$	$\frac{13,2}{13,7}$	$\frac{14,8}{14,5}$	$\frac{1,6}{0,6}$	$\frac{12}{6}$
г. Кингисепп	1962—1978 гг.	$\frac{0,0075}{0,0087}$	0,85	12800	$\frac{1,03}{0,91}$	$\frac{23,9}{24,6}$	$\frac{29,2}{26,6}$	$\frac{5,3}{2,1}$	$\frac{22}{8}$

Примечание. В числителе приведены сведения, относящиеся к летней межени, а в знаменателе — к зимней межени.

ний. В нашем случае предельные среднеквадратические погрешности определения нормы меженного стока оказались равными 15—16%, коэффициентов естественной водности — 18—23% и в целом восстановленных величин меженного стока — 18%.

Таким образом, с учетом точности восстановления расходов воды изменение меженного стока р. Луги под влиянием хозяйственных мероприятий, осуществляемых в ее бассейне, действительно имеет место и различно по своей направленности и масштабам.

ЛИТЕРАТУРА

1. Владимиров А. М. Минимальный сток рек СССР. — Л.: Гидрометеоздат, 1970. — 214 с.
2. Доброумов Б. М., Устюжанин Б. С. Преобразование водных ресурсов и режима рек центра ЕТС. — Л.: Гидрометеоздат, 1980. — 224 с.

УДК 631.67:556.16

А. Б. ЗАВОДЧИКОВ (ГИ)

ИССЛЕДОВАНИЕ ВЛИЯНИЯ ОРОШЕНИЯ НА РЕЧНОЙ СТОК В БАСЕЙНЕ ОЗЕРА БАЛХАШ

В целях увеличения продукции сельскохозяйственных культур в нашей стране все шире развивается орошаемое земледелие. Речные воды, которые в основном используются для этих целей, претерпевают некоторые количественные и качественные изменения. В зависимости от масштабов орошения, климатических и физико-географических особенностей территории степень уменьшения стока может быть существенно различной.

В настоящем исследовании оценка роли орошения на речной сток производилась, в отличие от метода, примененного в работе [1], путем восстановления естественного стока за каждый год и сравнения его с фактическим (измеренным). Такое исследование произведено на примере р. Каратала, Или и Лепсы. Эти реки взяты по следующему соображению. Воды реки Или пока еще сравнительно мало используются на орошение (без учета безвозвратных потерь на заполнение Капчагайского водохранилища). В бассейнах рек Каратала до г. Уш-Тобе и Лепсы до подсобного хозяйства Лепсы орошение развито достаточно широко. В бассейнах р. Сарканда и Лепсы до г. Лепсинск, принятых в качестве аналогов, орошения почти нет.

Из литературы известно, что в исследуемом районе орошение заметно стало развиваться только с начала нынешнего столетия и к 1915 г. достигло примерно 60—70% современного уровня. В отдельные периоды, как например в 20-е годы, оно было на 30—40% меньше, чем в 1915 г. В дальнейшем, до настоящего времени, площади орошаемого земледелия непрерывно и сравнительно равномерно увеличивались. Приблизительно, динамика орошения в период с 1900 по 1980 гг. на территории Алма-Атинской и Талды-Курганской областей, а также для сравнения в бассейне р. Сырдарьи приведена на рис. 1.

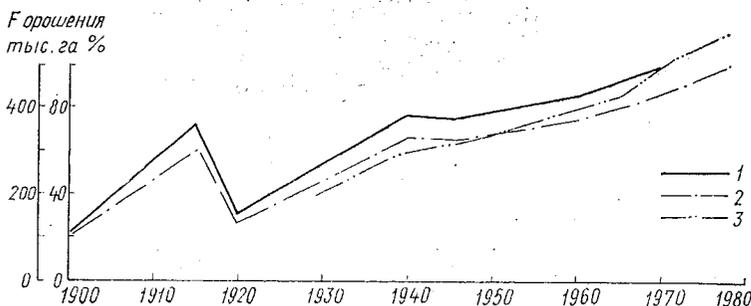


Рис. 1. Динамика площадей орошения по Алма-Атинской и Талды-Курганской (вместе) областям (1, 2); тоже по бассейну р. Сырдарьи (3)

Для расчета оценки влияния орошения на речной сток принята следующая схема:

$$Y_{\text{восст}} = Y_{\text{факт.}} + W - Y_{\text{возвр.}} = Y_{\text{факт.}} + P,$$

где $Y_{\text{восст}}$ — восстановленный естественный, не искаженный хозяйственной деятельностью, речной сток; $Y_{\text{факт.}}$ — фактический (искаженный) речной сток; W — суммарный водозабор на орошение (брутто); $Y_{\text{возвр.}}$ — возвратные воды; P — безвозвратные потери.

Все перечисленные характеристики вычисляются за любой принятый интервал времени и приводятся в миллиметрах или объемных единицах.

Для ясности представления и понимания в дальнейшем используется терминология, принятая, например, в работе [2].

По существующим нормам принимаем водозабор брутто на орошение одного гектара (технических культур, риса, садов, зерновых) за сезон в рассматриваемых речных бассейнах (как среднее взвешенное) $M = 10\,000 \text{ м}^3$. Эта величина достаточно хорошо согласуется с данными ряда исследователей и фактическим измеренным водозабором [1]. Суммарная величина безвозвратных потерь складывается из потерь непосредственно на полях орошения:

(350 мм) и в проводящих системах (350 мм) [1]. Таким образом, из средней величины оросительной нормы (водозабора) брутто, равной 10 000 м³/га (1000 мм) за сезон, 70% или 7000 м³/га (700 мм) теряется безвозвратно. Возвратные воды составляют соответственно 30%.

Принятые значения указанных характеристик орошения конечно являются приближенными, хотя, по-видимому, и близкими к действительности.

По приведенному выше уравнению и полученным величинам водозабора, возвратных вод, безвозвратных потерь и динамике площадей орошения во времени выполнен расчет среднего многолетнего восстановленного, естественного стока рек Каратала, г. Уш-Тобе; Или, уроч. Капчагай и Лепсы, подхоз. Лепсы.

Река Каратал. В соответствии с динамикой площадей, используемых для орошения в бассейне р. Каратал, за период наблюдений с 1932 г. по настоящее время (рис. 1), а также расчетной схемой, приведенной выше, суммарный водозабор на орошение из реки выше г. Уш-Тобе по отдельным 10-летним периодам вычисляется следующим образом.

За период с 1932 по 1940 гг., т. е. за 9 лет — общая площадь орошения ($F_{ор.1}$) в среднем составляла 60 тыс. га, отсюда суммарный средний водозабор на орошение (W_i) за этот период равен $W_1 = 60 \text{ тыс. га} \times 10\,000 \text{ м}^3/\text{год} = 0,60 \text{ км}^3/\text{год}$ или выражая в слое воды, отнесенном ко всей площади водосбора ($F_{общ.} = 13\,200 \text{ км}^2$), получаем 45 мм/год (за оросительный сезон).

Аналогично за период с 1941 по 1950 гг. площадь орошения в среднем составляла примерно $F_{ор.2} = 70 \text{ тыс. га}$, $W_2 = 53 \text{ мм/год}$ и т. д. (таблица).

Суммарные безвозвратные потери (P_i), имеющие место при орошении, приняты для каждого рассмотренного выше периода равными в среднем 70% от водозабора. Отсюда $P_1 = 31 \text{ мм/год}$, $P_2 = 37 \text{ мм/год}$, $P_3 = 43 \text{ мм/год}$, $P_4 = 52 \text{ мм/год}$.

Восстановленный (естественный), не искаженный хозяйственной деятельностью, речной сток за год, средний для каждого периода (Y_i), равен $Y_i = W_i + P_i$, где W_i — средний фактический (искаженный) речной сток за каждый период лет или год (таблица 1), измеренный в замыкающем створе. Отсюда получаем $Y_1 = 166 \text{ мм}$, $Y_2 = 189 \text{ мм}$, $Y_3 = 246 \text{ мм}$, $Y_4 = 221 \text{ мм}$.

Средний многолетний восстановленный (естественный) речной сток, вычисленный за период наблюдений (1932—1975 гг.), равен 204 мм. Если считать, что заметное изменение основных климатических факторов отсутствует, а это доказывается устойчивостью осадков и температуры воздуха за длительный ряд лет, можно считать, что полученная величина естественного стока за период наблюдений близка к норме. Это также подтверждается наличием в рассматриваемом периоде полного цикла, состоящего из маловодных и многоводных лет.

Интегральная кривая восстановленного естественного неискаженного речного годового стока (1) за весь период наблюдений (рис. 2) построена по расчетному уравнению. Допускается, что норма естественного речного стока (неискаженного) остается постоянной за весь рассматриваемый период с 1900 по 1980 гг.

Как было отмечено выше, некоторое изменение речного стока под влиянием орошения началось примерно с 1900 г. и, естественно, что по этой причине он уже был искажен в течение всего периода наблюдений, т. е. с 1932 по 1975 гг.

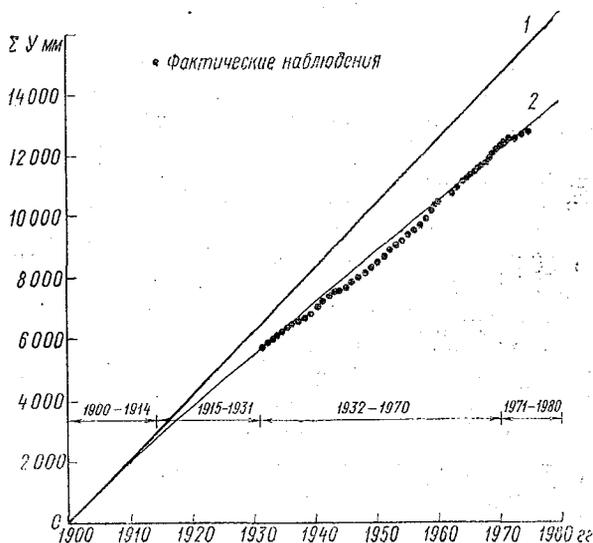


Рис. 2. Интегральные кривые годового стока р. Каратал, г. Уш-Тобе:

1 — восстановленный (климатический) сток; 2 — измеренный

В период с 1900 по 1914 гг. площадь орошения непрерывно возрастала и к концу его достигла примерно 70% современного уровня (1970 г.), площадь орошения для периода 1915—1931 гг. в среднем была на 20% меньше, чем в 1915 г. Таким образом, при восстановлении интегральной кривой измененного стока весь этот период (1900—1931 гг.) целесообразно разбить на две части — с 1900 по 1914 гг. и с 1915 по 1931 гг. и для каждой из них проводить расчеты.

Рассмотрим период с 1915 по 1931 гг. (пятый). Средний годовой речной сток, измененный (уменьшенный) под влиянием забора воды на орошение, за этот период равен разности между естественной неискаженной нормой годового стока, за период наблюдений 1932—1975 гг., вычисленной ранее, и средними безвозвратными потерями за данный период.

Для вычисления безвозвратных потерь (P_5) определен суммарный водозабор за год (W_5), равный произведению общей площади орошения за этот период ($F_{ор5}$) на норму орошения одного гектара за год, $W_5 = 50$ тыс. га $\times 10\,000$ м³/га = 0,50 км³/год или 38 мм/год. Безвозвратные потери, такие как и для всех других периодов, приняты в среднем равными 70% от суммарного водозабора, т. е. $P_5 = 26$ мм.

Таким образом, средние годовые безвозвратные потери за период с 1915 по 1931 гг. равны 26 мм. Отсюда средний годовой речной сток, измененный (уменьшенный) под влиянием забора воды на орошение (Y'_5), за этот же период равен разности между естественным неискаженным средним многолетним стоком (\bar{Y}) и безвозвратными потерями, т. е. $Y'_5 = 178$ мм.

Производя дальнейшие расчеты в той же последовательности, вычисляем средний годовой речной сток (Y'_6), измененный под влиянием орошения, за шестой период (1900—1914 гг.). Общая площадь орошения за этот период в среднем принята равной полусумме площадей в начале и в конце периода и равна 35 тыс. га. Отсюда $W_6 = 0,35$ км³/год или 27 мм/год, $P_6 = 19$ мм $Y'_6 = 187$ мм.

Рассмотрим, насколько может измениться фактический (измененный) сток р. Каратал к 1980 г. с учетом все развивающегося орошения. В перспективе к 1980 г. площадь орошения в бассейне р. Каратал должна возрасти до 128 га, т. е. на 25% по сравнению с состоянием на 1970 г.

Допуская, что площадь орошения с 1971 по 1980 гг. будет увеличиваться равномерно, средний годовой речной сток в этот период может уменьшиться, по сравнению с восстановленной (естественной) нормой, на 60 мм.

Если допустить, что сток периода 1971—1980 гг. будет близок к среднему многолетнему, то его величина, уменьшенная только за счет забора воды на орошение, составит 144 мм.

Выполненный выше расчет показывает, что средний годовой сток р. Каратал, г. Уш-Тобе за весь период наблюдений с 1932—1975 гг. уменьшился под влиянием забора воды на орошение, по сравнению с естественным неискаженным стоком, на 38 мм или 19%, т. е. $\Delta Y_{ср.} = 38$ мм (таблица)

Зная измеренный (уменьшенный) сток каждого года за период наблюдений, а также рассчитанный средний сток за все рассмотренные выше периоды, когда наблюдений не было, построена интегральная кривая фактического искаженного стока за весь период с начала заметного водозабора на орошение (1900 г.) по 1980 г. (см. рис. 2). Из рисунка отчетливо видно, что интенсивность потерь стока во времени непрерывно возрастает, что связано, главным образом, с увеличением площади орошения. Поэтому норма фактического годового стока не остается постоянной, а постепенно уменьшается.

Площади орошения и характеристики стока по периодам

Номер периода и годы	Площадь орошения		Речной сток, мм		Изменение (уменьшение) речного стока	
	F _{ор.} тыс. га.	в %, от площади бассейна	наблюденный (фактический) Y _i	восстановленный (естественный) Y _i = Y _i + P	$\Delta Y_i = P_i =$ $= Y'_i - Y_i$	$\frac{Y'_i - Y_i}{Y_i}$
					мм	%
р. Каратад, г. Уш-Тобе						
1932—1975	62	4,5	166	204	-38	-19
1. 1932—1940	60	4,5	135	166	-31	-19
2. 1941—1950	70	5,3	152	189	-37	-20
3. 1951—1960	80	6,1	203	246	-43	-17
4. 1961—1970	99	7,5	169	221	-52	-23
5. 1915—1931	50	3,7	178 ¹⁾	204 ²⁾	-26	-13
6. 1900—1914	35	2,7	187 ¹⁾	204 ²⁾	-19	-9
7. 1971—1980	114	8,6	144 ¹⁾	204 ²⁾	-60	-29
р. Или, уроч. Капчагай						
1911—1969	155	1,4	133	142	-9	-6
1. 1911—1920	112	1,0	127	134	-7	-5
2. 1921—1930	90	0,8	139	145	-6	-4
3. 1931—1940	135	1,2	132	140	-8	-6
4. 1941—1950	157	1,4	131	141	-10	-7
5. 1951—1960	180	1,6	145	156	-11	-7
6. 1961—1969	203	1,8	124	136	-12	-9
7. 1900—1910	80	0,7	137 ¹⁾	142 ²⁾	-5	-4
8. 1970—1980	262	2,4	125 ¹⁾	142 ²⁾	-17	-12
р. Лепсы, подхоз. Лепсы						
1933—1975	32	4,0	89	117	-28	-24
1. 1933—1940	25	3,1	63	85	-22	-26
2. 1941—1950	30	3,7	68	94	-26	-28
3. 1951—1960	32	4,0	108	136	-28	-21
4. 1961—1970	37	4,6	113	145	-32	-22
5. 1915—1932	21	2,6	99 ¹⁾	117 ²⁾	-18	-15
6. 1900—1914	18	2,2	102 ¹⁾	117 ²⁾	-15	-13
7. 1971—1980	45	5,6	78 ¹⁾	117 ²⁾	-39	-33

Примечания: 1) получен по расчету; 2) принят равным среднему многолетнему.

Важно отметить, что величины рассчитанного среднего за периоды отсутствия наблюдений (1900 — 1914, 1915 — 1931) годового стока, измененного (уменьшенного) под влиянием забора воды на орошение, могут отличаться от истинных средних значений, поскольку получены только как разность между естественной нормой и безвозвратными потерями, средними за каждый период без учета естественных циклических колебаний речного стока. Поэтому интегральная кривая (2) за эти периоды носит, конечно, несколько условный сглаженный характер.

В выполненном исследовании уменьшение речного стока под влиянием орошения дается только до г. Уш-Тобе, выше которого производится основной водозабор. Естественные потери на испарение и транспирацию с русла, поймы и долины на всем протяжении реки до устья не учитываются. Это относится также и к дельте, поскольку активная (увлажненная) ее площадь всего около 100 км² и поэтому безвозвратные потери за год невелики и составляют в среднем 0,1 км³ или 5% от годового стока [3].

В будущем безвозвратные потери на единицу площади могут несколько уменьшиться, благодаря улучшению системы дренирования, рационализации режима поливов, уточнению норм орошения и других мероприятий.

Река Или. Является наиболее крупной водной артерией, впадающей в оз. Балхаш. Площадь водосбора до урочища Капчагай (в 37 км ниже рабочего поселка Или) составляет 111 000 км². Далее, вниз по течению до самого устья, на протяжении более чем 400 км, река принимает только один приток (Курты) и очень незначительно увеличивает площадь водосбора.

Общая площадь орошения в бассейне р. Или на 1970 г. составляет около 225 тыс. га или 2% от всей площади водосбора. Заметное увеличение орошаемого земледелия началось в бассейне с 1900 г. Развитие орошения за период с 1900 по 1970 гг. проходило примерно так же, как в бассейне р. Каратал.

Оценка влияния орошения на речной сток произведена аналогично схеме, принятой при рассмотрении этого вопроса в бассейне р. Каратал.

Как следует из представленных данных, средний годовой сток за период 1971—1980 гг. только под влиянием орошения может уменьшиться, по сравнению с восстановленной (естественной) нормой, на 17 мм. Кроме того, часть стока пойдет на заполнение объема Капчагайского водохранилища и дополнительные потери на испарение с водной поверхности водохранилища, которые в нашем случае не рассматриваются.

Если допустить, что сток периода 1971—1980 гг. будет близок к среднему многолетнему, то его величина, уменьшенная только за счет забора воды на орошение, составит $Y'_8 = 125$ мм.

Сравнительно небольшое уменьшение речного стока под влиянием забора воды на орошение до 1970 г. и весьма заметное за период 1971—1980 гг. отчетливо можно видеть на интегральной

кривой годового стока р. Или, уроч. Қапчагай (рис. 3), построенной по данным фактических измерений и произведенных расчетов.

Река Лепсы. Орошение в бассейне данной реки развито, главным образом, в среднем течении, поэтому для исследования влияния его на сток использованы два створа: подсобное хозяйство Лепсы — нижний створ, учитывающий весь водозабор, и верхний — г. Лепсинск, принятый в качестве аналога, выше которого в бассейне орошения практически нет. Площадь водосбора р. Лепсы до подсобного хозяйства Лепсы 8040 км². Общая площадь орошения в бассейне на 1970 г. составляет около 40 тыс. га или 5% от

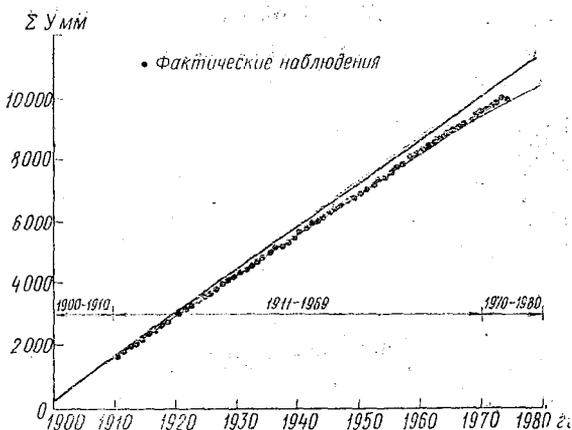


Рис. 3. Интегральные кривые годового стока р. Или, уроч. Қапчагай:

1 — восстановленный (климатический) сток; 2 — измеренный

всей площади водосбора (в том числе в бассейне левого периодически действующего притока Баскан — 22 тыс. га). В маловодные и средние по водности годы сток р. Баскан разбирается на орошение и только в многоводные годы часть его попадает в р. Лепсы. Поэтому включение этого притока в бассейн р. Лепсы является до некоторой степени условным.

За период наблюдений (1933—1975 гг.) в бассейне р. Лепсы площадь орошения увеличилась примерно в 1,5 раза.

Доля безвозвратных потерь от речного стока колеблется в больших пределах — от 80—100% в маловодные годы, до 15—20% в многоводные и в среднем за период наблюдений составляет 37%. Поскольку заметное развитие орошения в бассейне относится, как отмечалось выше, примерно к началу нынешнего столетия, мы, по аналогии с бассейнами р. Или и Каратал, рассмотрели также, насколько уменьшился сток р. Лепсы под влиянием этого фактора за период с 1900 г. до начала наблюдений (1933 г.).

Рассмотрим, насколько может измениться фактический (измененный) сток р. Лепсы к 1980 г. (7 период), если площадь орошения в бассейне возрастает примерно на 25% или до 50 тыс. га. Общая площадь орошения за это десятилетие в среднем принимается как и в периоде 1900—1914 гг., равной полусумме площадей в начале (1970 г.) и в конце (1980 г., периода, таблица 3). Отсюда $P_7 = 39$ мм, т. е. средний годовой сток за последнее десятилетие (до 1980 г.) может снизиться, по сравнению с восстановленной (естественной) нормой, на 39 мм. Если предположить, что сток периода 1971—1980 гг. будет близок к среднему многолетнему, то он уменьшится под влиянием орошения на указанную величину, т. е. $Y_7^i = 78$ мм.

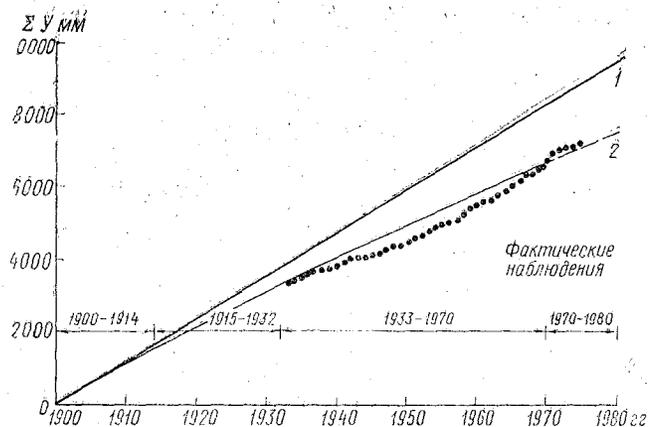


Рис. 4. Интегральные кривые годового стока р. Лепсы, подсобное хозяйство Лепсы:
1 — восстановленный (климатический) сток; 2 — измеренный

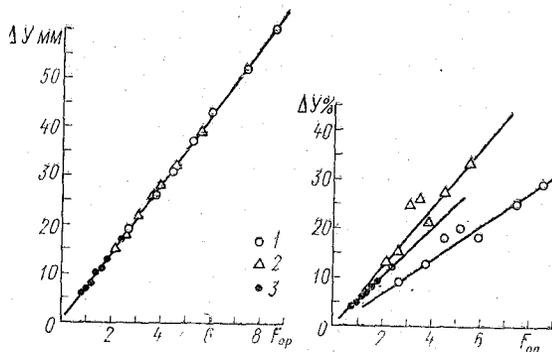


Рис. 5. Графики зависимости уменьшения речного стока от площади орошения (по периодам):
1 — р. Каратай; 2 — р. Лепсы; 3 — р. Или

По фактическим данным и другим расчетам построены интегральные кривые естественного и фактического стока за многолетний период (рис. 4), которые показывают, что сток р. Лепсы так же, как и р. Каратала, уменьшается весьма значительно.

Выполненные выше расчеты позволили построить графики уменьшения речного стока под влиянием орошения (рис. 5 и 6) для рек Каратала, Лепсы и Или.

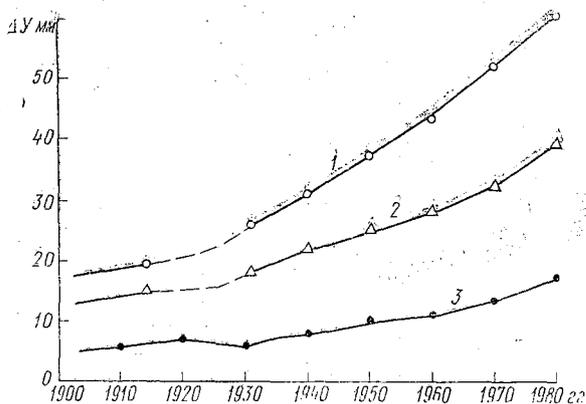


Рис. 6. Уменьшение речного стока по годам:
1 - р. Каратал; 2 - р. Лепсы; 3 - р. Или

ВЫВОДЫ

Таким образом, выполненные расчеты показывают, что на реках Каратал и Лепсы за период с 1900 по 1975 гг. произошло весьма заметное уменьшение как среднего многолетнего стока, так в особенности стока за отдельные более короткие периоды. К 1980 г. с учетом все возрастающих масштабов орошения уменьшение речного стока, рассчитанное этим методом, может быть еще более существенным.

Однако здесь необходимо отметить, что использованный метод не учитывает компенсационных факторов, которые существуют почти на каждом водосборе. Их соизмеримая с водозабором величина в рассматриваемых речных бассейнах в настоящее время подтверждается очень небольшим изменением суммарного стока рек в замыкающих створах.

Действие компенсационного «механизма» водосборов заключается в некотором восполнении части забранной на орошение и безвозвратно потерянной воды [4, 5].

В зависимости от морфологии и морфометрии русла, поймы и долины, величины забора воды на орошение, количества и размеров водохранилищ, регулирующих паводочный сток, размеры компенсаций могут быть самыми различными. Все эти вопросы требуют дальнейших тщательных исследований.

Таким образом, полученное уменьшение речного стока, рассчитанное рассмотренным методом, является, по-видимому, несколько завышенным.

Выполненное исследование, а также работа [1], показывают, насколько сложен и многообразен процесс влагообмена в речном бассейне и какие разные могут получиться выводы.

Надежно производить оценку влияния орошения на сток можно только, используя совместно несколько методов, дополняющих друг друга, отдав предпочтение самому объективному и надежному. В частности, нам кажется, что в настоящее время наиболее правильным (хотя тоже не очень строгим) является метод, основанный на использовании связи стока измеренного выше и ниже водозаборов на орошение или на реках с развитым орошением и их аналогах (где орошение отсутствует), с основными климатическими стокообразующими факторами и их тщательном анализе [1].

ЛИТЕРАТУРА

1. Заводчиков А. Б. Предварительная оценка влияния орошаемого земледелия на речной сток в бассейне оз. Балхаш. — Труды ГГИ, 1973, вып. 206, с. 146—171.
2. Захидов А. Водохозяйственные системы Средней Азии. — Ташкент: Фан, 1971. — 131 с.
3. Курдин Р. Д., Мельничукова Е. Г., Мирошниченко С. М. О водном балансе озера Балхаш. — Сборник работ Алма-Атинской ГМО, 1969, вып. 4, с. 47—76.
4. Дунин-Барковский Л. В. О водном балансе орошаемой территории. — Изв. АН СССР, серия географическая, № 5, 1956.
5. Дунин-Барковский Л. В. Развитие ирригации и судьба Аральского моря. — В кн.: Проблемы преобразования природы Средней Азии. — М.: Наука, 1967, с. 75—84.

УДК 556.166/167

В. В. КОСТКО (ЛГМИ)

РАСЧЕТ МАКСИМАЛЬНОГО ЛИВНЕВОГО СТОКА С МАЛЫХ ВОДОСБОРОВ В ГОРНЫХ И ПОЛУГОРНЫХ РАЙОНАХ

Интенсивная эксплуатация железных дорог СССР, обусловленная увеличением грузооборота, связанного с освоением Восточного региона страны и интенсификацией производства в Европейской части, предъявляет серьезные требования к существующим

на дорогах различным инженерным сооружениям, в том числе водопропускным. В среднем на километр железнодорожного пути в СССР приходится одно водопропускное сооружение. Этот факт свидетельствует о том, насколько важно обеспечение надежности существующих сооружений.

В течение ряда лет сотрудниками Ленинградского гидрометеорологического института было обследовано более 1000 малых водопропускных сооружений и водосборов, примыкающих к ним, расположенных в различных областях СССР (Урал, Восточная Сибирь, Забайкалье, Дальний Восток). Определение максимальных ливневых расходов обследованных водотоков производилось в соответствии с существующими нормами СН 435—72 и ВСН 63—76. Следует отметить, что большинство обследованных малых водосборов расположено в горных и полугорных районах. Рассчитанные значения максимальных расходов для этих водосборов, а также соответствующие им уровни перед сооружениями оказались во многих случаях чрезвычайно высокими: подобные, а также меньшие значения расходов и уровней не наблюдались на большинстве сооружений за весь период эксплуатации (как правило, более 80 лет). В то же время анализ материалов наблюдений за стоком в указанных районах, а также контрольные расчеты по нормативным документам для бассейнов малых рек, имеющих ряды наблюдений за стоком, показали, что рассчитанные расходы высокой обеспеченности для этих рек значительно превышают натурные данные. Это связано с недоучетом влияния в горных районах такого важного фактора, как уклона русла водотока. С целью проверки этого факта для ряда горных и полугорных районов СССР были построены зависимости модуля максимального ливневого стока от площади водосбора и от уклона русла водотока. Коэффициенты корреляции между модулем стока и площадями водосборов для районов Карпат, Алтая, Забайкалья не превысили во всех случаях 0,6, в то же время корреляция между модулем стока и уклонами русел водотоков в этих районах составила соответственно: 0,84; 0,87; 0,93, что свидетельствует о наличии тесной связи между модулем стока и уклоном русла.

Следует подробнее остановиться на основных характеристиках бассейнов, по которым строились указанные зависимости, в частности, на примере Карпат. Диапазон колебания площадей для указанного района составил от 18,1 до 566 км²; уклонов русла — от 1,8 до 11%. Средняя лесистость бассейнов — 50—70%, заболоченность и озерность водосборов практически менее 1%. Особое внимание при выборе бассейнов было уделено почвам, слагающим поверхности водосборов.

Для горных почв Карпат характерна довольно пестрая картина, но в целом подавляющее большинство рассмотренных бассейнов сложено суглинистыми почвами, которые по принятой для Карпат классификации могут быть отнесены к бурым лесным почвам (а в соответствии с Указаниями СН 435—72 отнесены к III

категории поверхности). Период наблюдений за стоком на реках указанного района составляет в среднем около 30 лет. Тип редукции осадков в соответствии с СН 435—72 — четвертый.

Таким образом, выбранные водосборы, в целом, можно характеризовать как однородные. Количество таких водосборов составило 91. Аналогичные выборки были сделаны по районам Алтая и Забайкалья, но количество водотоков, отвечающих перечисленным выше признакам, на которых ведутся наблюдения за стоком в этих районах, значительно меньше, чем в Карпатах.

Для всех рассмотренных районов зависимости модуля максимального ливневого стока от среднего уклона русла водотока имеют вид

$$q = \kappa J_p^n, \quad (1)$$

где q — модуль стока, л/с, км²; J_p — средний уклон русла, ‰; k и n — коэффициенты, характеризующие условия стекания поверхностных вод. Для всех случаев значения n оказались очень близкими к 0,5 (наименьшее n — 0,48; наибольшее — 0,56).

Наличие тесной связи модулей ливневого стока с уклонами водотоков, подтвержденное на примере ряда горных областей, расположенных в различных географических районах СССР, позволяет предложить следующую расчетную формулу (для горных районов с большими средними уклонами русла):

$$Q_p = 1,15 \cdot 10^{-3} \cdot H_{1\%} \cdot F \cdot \sqrt{J_p} \cdot \varphi \cdot k_\tau \cdot \lambda_p, \quad (2)$$

где Q_p — расход воды заданной обеспеченности, м³/с; F — площадь водосбора, км²; $H_{1\%}$ — суточный слой осадков вероятностью превышения 1 ‰, мм; J_p — средний уклон русла водотока, ‰; φ — коэффициент стока; k_τ — переходный коэффициент от среднесуточного слоя стока (расхода) к расчетному мгновенному; λ_p — переходный коэффициент от вероятности превышения 1 ‰ к другой вероятности.

Параметры F и J_p определяются по крупномасштабным картам; $H_{1\%}$, φ могут быть определены по соответствующим картам и таблицам СН 435—72. Особо следует отметить определение k_τ . СН 435—72 рекомендует задавать значения k для равнинных рек в зависимости от природной зоны и площади водосбора, для горных же рек — только в зависимости от площади водосбора. На наш взгляд, целесообразнее использовать для каждого рассматриваемого горного района связь k_τ с площадью водосбора и уклоном водотока, устанавливаемую эмпирическим путем по натурным данным.

Полученная эмпирическая формула (2) занимает промежуточное положение между формулой предельной интенсивности и эмпирической редуционной формулой, но если СН 435—72 рекомендует использовать первый или второй метод расчета максимального ливневого стока в зависимости от площади водосбора, то

полученная формула (2), учитывая уклон русла водотока, не дает таких ограничений.

Проведенные расчеты максимального ливневого стока по указанной формуле для района Карпат на независимом материале показали близкое соответствие рассчитанных расходов наблюдаемым расходам, а также расходам высокой обеспеченности, вычисленным статистически по имеющимся рядам наблюдений за стоком (таблица).

Т а б л и ц а

Река—пост	F, км ²	J _p , ‰	Q _{max}		$\frac{\Delta Q}{Q_n} \cdot 100\%$
			наблюденный	вычисленный	
Вишня—Твиржа	562	1,9	175	172	1,7
Свиня—Нестеров	98,6	8,1	64,5	80,0	24,0
Жегдеш—Луговое	246	12,0	82,0	69,3	15,4
Черная Тиса—Белик	540	17,2	503	515	2,0
Шокурка—Кобылецкая	240	33,0	300	317	5,7
Брустранка—Лопухов	257	28,4	334	315	5,7
Лужанка—Нерослица	149	31,2	210	191	9,0
Михидра—Липованы	144	3,7	194	192	1,0
Мукша—Мал. Слободка	302	4,0	146	139	4,8
Рыбница—Андреевка	152	4,6	67,0	75,0	12,0

ЛИТЕРАТУРА

1. Инструкция по расчету ливневого стока воды с малых бассейнов (ВСН 63—76). — М.: Минтрансстрой, 1976. — 98 с.
2. Указания по определению расчетных гидрологических характеристик (СН 435—72). — Л.: Гидрометеозидат, 1972. — 19 с.

УДК 556.536

Н. Б. БАРЫШНИКОВ (ЛГМИ)

ВЛИЯНИЕ ПОТОКА ПОЙМЫ НА СРЕДНИЕ НА ВЕРТИКАЛЯХ СКОРОСТИ РУСЛОВОГО ПОТОКА

В работах [2, 3] в зависимости от взаимного расположения динамических осей руслового и пойменного потоков выделено пять типов их взаимодействия.

Рассмотрим характер изменения скоростей в русле с ростом уровней воды при затоплении поймы на примере 36 рек Советского Союза, расположенных в различных физико-географических и климатических условиях.

В качестве исходной информации использованы сведения об измеренных расходах воды на пойменных гидростворах сети гидрометслужбы как при меженных, так и при уровнях затопления поймы.

При измерениях паводочных расходов воды число скоростных вертикалей, как правило, сокращается и многие из этих вертикалей изменяют свое местоположение. Поэтому недостающие значения скоростей на расчетных вертикалях приходилось определять по эпюрам их распределения по ширине потока. В ряде случаев, особенно на реках, расположенных в восточных районах Советского Союза, необоснованно сокращалось число точек на скоростных вертикалях (до одной при глубинах более метра). Все это несколько снижало точность исходных данных, которые иногда даже приходилось браковать.

Для второго—пятого типов взаимодействия руслового и пойменного потоков были построены кривые зависимости $v_b = f(H)$ для характерных и наиболее полно освещенных исходной информацией скоростных вертикалей в русловой части потока.

При втором типе взаимодействия руслового и пойменного потоков при малых значениях углов расхождения осей динамических осей ($\alpha \leq 25^\circ$) практически на всех скоростных вертикалях исследуемых рек наблюдалось плавное, равномерное увеличение скоростей с ростом уровней воды. Существенно отличная картина изменения средних на вертикалях скоростей наблюдается при больших значениях углов α . Так, на р. Пьяне у д. Камкино (рис. 1, а), относящейся к четвертому типу взаимодействия потоков, из-за значительного расширения долины ниже створа измерений происходит растекание масс руслового потока по пойме под углом $\alpha = 45^\circ$, т. е. процесс взаимодействия потоков происходит по второму их типу.

Как видно на рис. 1, а, при уровнях, превышающих отметку бровки прируслового вала, наблюдается резкое увеличение скоростей, т. е. возрастание их градиентов $\left(\frac{\partial v_b}{\partial H}\right)$. По-видимому, это можно объяснить двумя причинами. Первая причина: на р. Пьяне угол расхождения осей потоков ($\alpha = 45^\circ$) значительно превышает аналогичные на других реках. Вторая причина: в некотором различии характера взаимодействия потоков при втором и четвертом типах, даже если оно происходит по схеме второго. Таким образом, при втором типе взаимодействия и малых углах расхождения динамических осей потоков существенного отличия характера изменения средних на вертикалях скоростей в русле с увеличением уровня воды и с выходом ее на пойму по сравнению с меженными уровнями не наблюдается. При больших углах α и уровнях, пре-

вышающих отметки бровок прирусловых валов, резко возрастают градиенты скоростей.

Величина увеличения градиента скорости $\left(\frac{\partial v_v}{\partial H}\right)$ пропорциональна величине угла α .

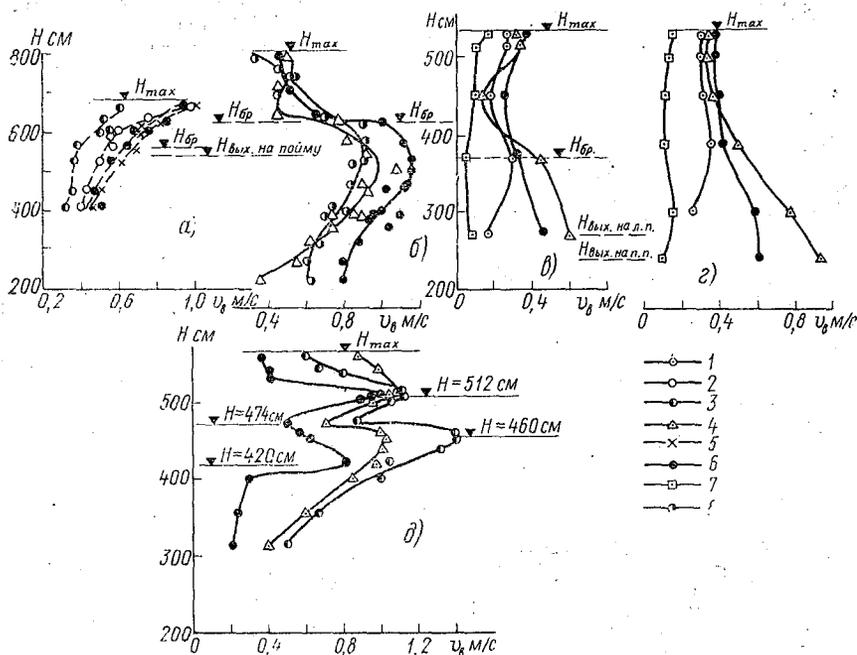


Рис. 1. Кривые зависимости средних на вертикалях (1—8) скоростей от уровней воды для рек:

а) Пьяна, д. Камкино за 1953 г.; б) Ветлуга, д. Быстри за 1957 г.; в) и г) Луга, п. Толмачево за 1977 г. (в — подъем уровней; г — спад уровней); д) Нестеровка, рад. Таловый за 1968 г.

В качестве примера влияния пойменного потока на средние на вертикалях скорости руслового потока при третьем типе их взаимодействия приведены кривые зависимости $v_v = f(H)$ для р. Амура у п. Кумары (рис. 2), где $\alpha = 4^\circ$ и р. Ветлуги у д. Быстри (см. рис. 1, б), где $\alpha = 50^\circ$.

На р. Ветлуге при уровнях, превышающих уровни выхода воды на пойму, наблюдается существенное замедление роста скоростей и даже их стабилизация, а при затоплении бровки прируслового вала скорости резко уменьшаются (примерно в два раза) и кривые $v_v = f(H)$ приобретают S-образную форму. Такой характер изменения скоростей отмечен на всех скоростных вертикалях, находящихся в русловой части потока.

Существенно отличию изменение скоростей на р. Амуре у п. Кумары. Кривые $v_B = f(H)$ для вертикалей, расположенных в непосредственной близости к пойме (1—4), имеют четко выраженную S-образную форму, хотя уменьшение скоростей значительно меньше чем на р. Ветлуге и в пределе достигает лишь 15%. По мере удаления от поймы кривые $v_B = f(H)$ изменяют свою форму,

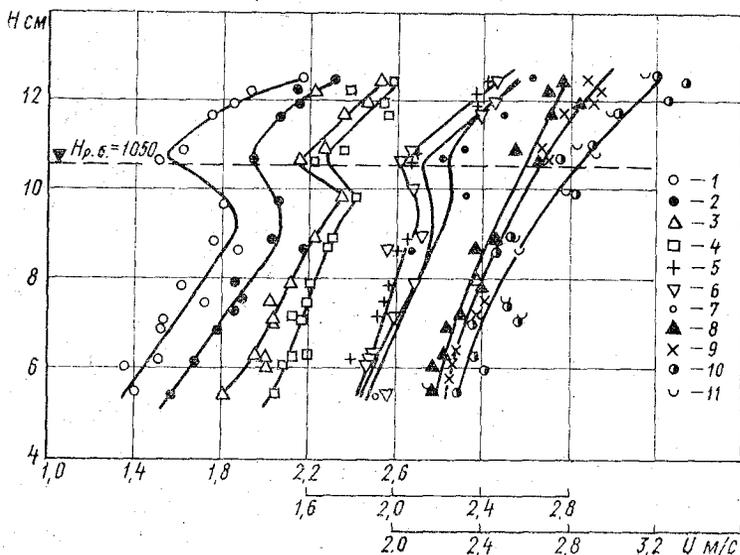


Рис. 2. Кривые зависимости средних на вертикалях (1—11) скоростей от уровней воды по р. Амуре, п. Кумары за 1958 г.

они как бы распрямляются. Двойной перегиб кривых исчезает и во второй половине сечения, удаленной от поймы, кривые $v_B = f(H)$ имеют обычную форму, характерную для беспойменных русел (вертикали 9—11).

Анализ характера изменения скоростей с уровнем на р. Амур по постам Кумары и Черняево позволил сделать вывод о том, что процесс торможения руслового потока пойменным распространяется примерно на 60% ширины русла [1]. В частности, на п. Кумара перелом кривых $v_B = f(H)$ прослеживается только до 9-й вертикали (на 8-й он слабо выражен), расположенной на расстоянии 475 м от бровки прируслового вала. На 9—11-й вертикалях кривые $v_B = f(H)$ имеют близкую к параболической форму (см. рис. 2). По-видимому, тормозящее влияние пойменного потока на русловой загухает между 8-й и 9-й вертикалями. Таким образом, зона влияния пойменного потока на русловой и будет составлять 60% ширины последнего ($B_p = 675$ м).

На остальных исследованных реках этой группы (при углах $\alpha = 3-5^\circ$) поймы имеют значительно большую ширину $\left(\frac{B_{п}}{B_{р}} = 2,0 - 5,0\right)$ и тормозящее влияние пойменного потока распространяется на всю ширину руслового. Это объясняется тем, что Амур — большая река, 98,6% максимального расхода воды, достигающего в створе п. Кумара $22\,300\text{ м}^3/\text{с}$, проходит в русле и только 1,4% по относительно узкой пойме $\left(\frac{B_{п}}{B_{р}} = 0,2\right)$. Остальные реки этой группы — малые и средние, причем доля их пойменной составляющей значительно больше и равна 30—40%.

Таким образом, на всех реках данной группы отмечается резкое уменьшение скоростей при уровнях затопления бровок прирусловых валов. Величина этого уменьшения пропорциональна углу схождения пересечения динамических осей руслового и пойменного потоков. Установить непосредственную зависимость между величиной этого уменьшения скоростей (Δv) и углом α затруднительно, ибо величина Δv зависит от месторасположения вертикали и, как правило, уменьшается по мере увеличения расстояния от бровки прируслового вала, а также от относительной ширины поймы и ряда других факторов. На большинстве рек этой группы кривые $v_b = f(H)$ имеют S-образную форму. По мере удаления вертикалей от поймы кривые изменяют свою форму и как бы распрямляются. На больших реках, имеющих узкую пойму $\left(\frac{B_{п}}{B_{р}} \leq 0,5\right)$, торможение пойменным потоком руслового потока распространяется только на часть его ширины.

При четвертом типе взаимодействия потоков русла и поймы при расширении последней по длине реки характер изменения средних на вертикалях скоростей аналогичен соответствующим при втором типе, при сужении — при третьем. В качестве примера выше приведен анализ характера изменения кривых $v_b = f(H)$ по р. Пьяне у д. Камкино (второй тип взаимодействия потоков).

Рассмотрим характер изменения средних на вертикалях скоростей при сужающейся пойме на примере р. Луги у п. Толмачево, имеющей сложный, ступенчатый профиль поперечного сечения по гидроствору.

При уровнях 170 и 380 см происходит резкое расширение левобережной части русла примерно на 30—35% его ширины, а при 260 см — затопление первого прируслового вала и присоединение правобережной поймы шириною 0,3 ширины русла и только при $H = 357$ см основной прирусловой вал затопливается и потоки русла и поймы сливаются. Пойма имеет небольшую ширину, равную 1,2—2,0 ширинам русла, но затопливается на значительную глубину до 0,5—0,6 глубин русла (3,0—3,5 м при максимальном

уровне). Такой сложносоставной профиль поперечного сечения по гидроствору оказывает существенное влияние на скоростное поле потока и, в частности, на характер изменения средних на вертикалях скоростей в русловой части потока с уровнем воды.

На рис. 1, в, г представлены кривые $v_{\text{в}} = f(H)$ для условий подъема и спада уровней при прохождении половодья.

Характер изменения скоростей на 1—6-й вертикалях на спаде и подъеме близок к рассмотренному при третьем типе взаимодействия потоков, хотя и менее четко выражен. Это обусловлено, в первую очередь, сложностью профиля поперечного сечения по гидроствору, а также недостаточным объемом исходной информации.

Некоторым отклонением от общей закономерности является характер распределения скоростей на 7-й вертикали, расположенной в 6 м от бровки прируслового вала, на которой скорости почти не изменяются при изменении уровня воды. Это, по-видимому, можно объяснить малыми глубинами на вертикали при уровнях затопления бровки прируслового вала и повышенной шероховатостью прибрежной части русла.

Таким образом, при четвертом типе взаимодействия потоков при углах пересечения их динамических осей $\alpha \leq 40^\circ$ характер изменения кривых $v_{\text{в}} = f(H)$ аналогичен второму типу — при расширении поймы и третьему — при ее сужении. По-видимому, целесообразно при классификации взаимодействующих потоков к четвертому типу относить только те, у которых $\alpha > 40-60^\circ$. Причем, это граничное значение угла α необходимо уточнить по натурным данным. В остальных случаях в зависимости от характера изменения ширины поймы по длине реки целесообразно такие исследуемые объекты рассчитывать по схемам второго или третьего типов взаимодействия потоков.

Наиболее сложен характер изменения средних на вертикалях скоростей с уровнем воды при пятом типе, характеризующимся изменением взаимного расположения динамических осей взаимодействующих потоков при изменении уровней.

В качестве примере на рис. 1, д приведены кривые зависимости $v_{\text{в}} = f(H)$ для р. Нестеровки у рзд. Таловый, имеющей широкую двустороннюю пойму. Аналогичные зависимости получены и для других рек этого типа р. Крыловки у с. Крыловки, р. Татакан у с. Татакан и др.). Особенно четко влияние изменения морфометрии затопленной части поймы на характер кривых зависимости средних на вертикалях скоростей от уровней воды прослеживается на примере р. Нестеровки. Присоединение дополнительных отсеков поймы к общему руслопойменному потоку при различных уровнях, которые указаны на рис. 1, д, как правило, приводит к изменению направления кривых $v_{\text{в}} = f(H)$. Эти перегибы кривых характерны для всех вертикалей, хотя на первой они менее четко выражены.

Аналогичные кривые для скоростных вертикалей р. Крыловки у с. Крыловки также имеют довольно сложный характер. Их перегибы происходят при уровнях, соответствующих уровням затопле-

ния присоединяющихся отсеков поймы, что приводит к изменению направления динамической оси пойменного потока и, как следствие, к изменению типа взаимодействия руслового и пойменного потоков. Близкая картина изменения средних на вертикалях скоростей с уровнем воды происходит и на других реках этого типа.

Таким образом, проведенный анализ изменения средних на вертикалях скоростей при изменении уровней воды подтвердил и уточнил типизацию процессов взаимодействия руслового и пойменного потоков [2]. Впервые установлено, что ступенчатый характер кривой зависимости $v_{\text{в}} = f(H)$ обусловлен характером взаимодействия руслового и пойменного потоков. Точки перегиба на кривой $v_{\text{в}} = f(H)$ соответствуют уровням затопления значительных по ширине отсеков поймы, присоединяющихся к руслопойменному потоку.

ЛИТЕРАТУРА

1. Барышников Н. Б. Об учете взаимодействия руслового и пойменного потоков при построении и экстраполяции кривых расходов воды. — Тр. ЛГМИ, 1967, вып. 25, с. 41—49.
2. Барышников Н. Б. Речные поймы (морфология и гидравлика). — Л.: Гидрометеоздат, 1978. — 152 с.
3. Барышников Н. Б. Трансформация поля скоростей руслового потока под влиянием пойменного. Межвузовский сб., Тр. ЛПИ, 1978, вып. 67, (ЛГМИ), с. 129—144.

УДК 556.536

Д. И. ИСАЕВ (ЛГМИ)

РАСЧЕТ КОЭФФИЦИЕНТОВ ШЕРОХОВАТОСТИ ПОЙМ

Как известно, расчет пропускной способности русел с поймами осуществляется по формулам равномерного движения с использованием коэффициентов Шези

$$Q = Q_{\text{р}} + Q_{\text{п}} = \omega_{\text{р}} C_{\text{р}} \sqrt{I_{\text{р}} h_{\text{р}}} + \omega_{\text{п}} C_{\text{п}} \sqrt{I_{\text{п}} h_{\text{п}}},$$

где Q , $Q_{\text{р}}$ и $Q_{\text{п}}$ — расходы воды (суммарный, руслового и пойменного потоков). Остальные обозначения общеизвестны.

Наибольшие трудности возникают при получении расчетных значений коэффициентов шероховатости русла ($n_{\text{р}}$) и поймы ($n_{\text{п}}$). Обычно их определяют по описанию расчетного участка и по одной из таблиц коэффициентов шероховатости (М. Ф. Срибного,

В. Т. Чоу, Дж. Бредли или других авторов). Как правило, в таблицах приведены диапазоны значений коэффициентов шероховатости, причем крайние их величины могут отличаться друг от друга в два и более раз. Второй трудностью является недостаточная точность описательной характеристики русла и поймы, в результате чего также возможна значительная ошибка в определении коэффициента шероховатости. К тому же и сами табличные значения не учитывают всех особенностей режима сопротивлений движению потоков в руслах с поймами.

Изменение величины и направления скоростей пойменных течений при увеличении уровней воды происходит весьма сложно. К тому же возможно появление на пойме разнонаправленных течений и значительных аккумулярующих емкостей. Кроме того, в разные фазы затопления пойменного массива схема существенно изменяется. Как показывает анализ результатов гидрометрических работ на затопляемых поймах [3], существует тесная связь между направлениями скоростей течения и рисунком пойменного рельефа, ее морфологическим строением, представленным сложными системами разновысотных, дугообразно изогнутых грив и понижений, сужений и расширений пойменного массива по длине водотока. Все эти обстоятельства вызывают необходимость схематизации процессов развития пойменных течений для ее использования при расчетах пропускной способности пойм.

Первой попыткой приближения результатов расчета к натуре является предложение Н. Б. Барышникова [2] учитывать при расчете пропускной способности пойм особенности строения речной долины (чередование сужений и расширений пойменного массива), отражаемое углами схождения и расхождения динамических осей руслового и пойменного потоков (α).

В Ленинградском гидрометеорологическом институте в последние годы был проведен цикл работ по установлению зависимостей коэффициента шероховатости русел и пойм от определяющих факторов. Такая зависимость вида $\frac{n_p}{n_{p6}} = f\left(\frac{h_p}{h_{p6}}, \alpha\right)$ была получена только для русловой части потока, где n_{p6} , h_{p6} — коэффициенты шероховатости и глубины в русле при условиях затопления бровок прирусловых валов. Для поймы зависимость коэффициентов шероховатости от определяющих факторов установить не представилось возможным. Это обусловлено сложностью процессов взаимодействия руслового и пойменного потоков, а также отсутствием опорных уровней типа $H_{p,6}$, введение которых позволило бы, обобщив данные наблюдений по пойменным створам, выявить закономерности изменений коэффициентов шероховатости поймы при увеличении уровней воды.

Н. Б. Барышниковым [1] было установлено, что градиенты относительных коэффициентов шероховатости поймы $\frac{\Delta(n_p/n_{p6})}{\Delta H}$ при

третьем типе взаимодействия (схождение геометрических осей руслового и пойменного потоков) значительно больше чем при втором (расхождение осей). Более того, им была получена зависимость этих градиентов от угла α . Нами, под руководством Н. Б. Барышникова, были продолжены работы по определению коэффициентов шероховатости пойм и установлены зависимости их величины от морфометрических особенностей расчетного участка в наиболее простых случаях. По данным наблюдений на 33 реках (по данным Северо-Западного, Белорусского, Верхне-Волжского и других УГКС) по формуле Шези-Маннинга были определены значения $n_{п.р} = \frac{h^{2/3} I^{1/2}}{V}$. При этом принималось равенство уклонов свободной поверхности руслового и пойменного потоков.

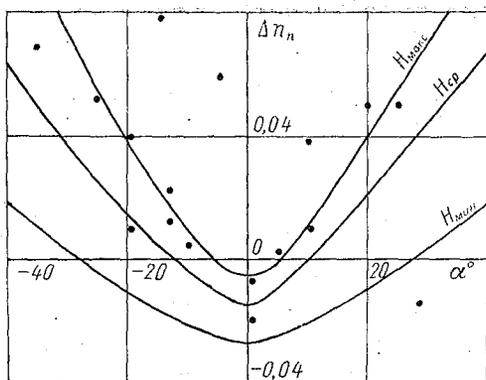


График связи $\Delta n = f(\alpha, H)$

Далее, по описательной характеристике участка и каждой из таблиц Срибного, Чоу и Бредли для трех расчетных уровней ($H_{мин.}$ — уровень затопления низин пойм, $H_{ср.}$ — уровень затопления ее центральной части, $H_{макс.}$ — уровень воды при образовании единого транзитного потока) были получены значения $n_{п.табл.}$ и определена разность между расчетным $n_{п.р.}$ и табличным $n_{п.табл.}$ коэффициентами шероховатости.

$$\Delta n_{п.} = n_{п.р.} - n_{п.табл.}$$

В качестве примера на рисунке приведены осредненные зависимости $\Delta n_{п.} = f(\alpha, H)$, составленные на основе таблиц Чоу для трех расчетных уровней.

Анализ расположения точек на графике связи (на рисунке приведены натурные данные только для уровня $H_{макс.}$) этих параметров для всех трех расчетных уровней $H_{мин.}$, $H_{ср.}$ и $H_{макс.}$ показывает наличие достаточно тесной связи между $\Delta n_{п.}$ и углом α и ука-

зывает на рост значений $\Delta n_{\text{п}}$ при увеличении непараллельности осей руслового и пойменного потоков.

Анализ результатов расчета и графических зависимостей $\Delta n_{\text{п}} = f(\alpha, H)$ позволяет сделать вывод о завышении табличных значений коэффициентов шероховатости $n_{\text{п}}$ при углах $\alpha < 10-15^\circ$ и значительном занижении, в 2—2,5 раза, величин $n_{\text{п}}$ при больших значениях $\alpha > 15-20^\circ$. Наибольшее совпадение табличных и расчетных значений $n_{\text{п}}$ наблюдается при углах $\alpha \approx 15-20^\circ$. Для пятого типа взаимодействия построить зависимость вида $\Delta n = f(\alpha, H)$ не представилось возможным из-за сложности процесса взаимодействия руслового и пойменного потоков.

По графическим зависимостям $\Delta n_{\text{п}} = f(\alpha, H)$ для всех трех таблиц (Срибного, Чоу и Бредли) и расчетных уровней были составлены таблицы поправок ($\Delta n_{\text{п}}$) к значениям коэффициентов шероховатости. По-видимому, исследования в данном направлении следует продолжить. Однако уже выполненный анализ дает возможность сделать вывод о наличии тесной зависимости между морфометрическими особенностями расчетного участка и коэффициентами шероховатости поймы.

ЛИТЕРАТУРА

1. Барышников Н. Б. Речные поймы. — Л.: Гидрометеиздат, 1978. — 152 с.
2. Барышников Н. Б. Поймы равнинных рек (морфология, гидрология и гидравлика). Вопросы гидрологии суши. — Л., изд. ЛПИ, 1981, с. 95—104 (ЛГМИ).
3. Рекомендации по учету русловых, пойменных и береговых деформаций, волновых и ледовых воздействий при проектировании фундаментов опор ЛЭП на переходах через реки и водохранилища. — Л.: Гидрометеиздат, 1973. — 178 с.

УДК 556.131.112

А. Р. КОНСТАНТИНОВ, Н. Н. БОЛОТОВ (ЛГМИ)

УТОЧНЕНИЕ МЕТОДИКИ РАСЧЕТА ИСПАРЕНИЯ С ПОВЕРХНОСТИ БАСЕЙНА-ЭТАЛОНА ПЛОЩАДЬЮ 20 м² ПО ДАННЫМ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ НАБЛЮДЕНИЙ

В основе методики расчета испарения с поверхности бассейна-эталона лежит связь испарения с погодными факторами.

При построении графиков для расчета среднедекадной величины испарения с водной поверхности за конкретный год в зависимости от определяющих факторов использовались данные метео-

рологических наблюдений 22 метео- и воднобалансовых станций. Эти станции выбирались из условия проведения ими измерения температуры и влажности воздуха, облачности, скорости ветра, осадков, а главное — испарения с поверхности бассейна-эталона площадью 20 м². Станции сравнительно равномерно располагались по территории СССР в различных зонах увлажнения. Всего для анализа использованы данные 3570 декад.

В построенной ранее расчетной методике [1, 2] использовалось предположение о том, что испарение с водной поверхности бассейна-эталона находится в тесной связи с одновременным попарным значением температуры и влажности воздуха.

Построение первого графика (рис. 1) производилось путем нанесения в поле с координатами температуры (T °C) и влажности

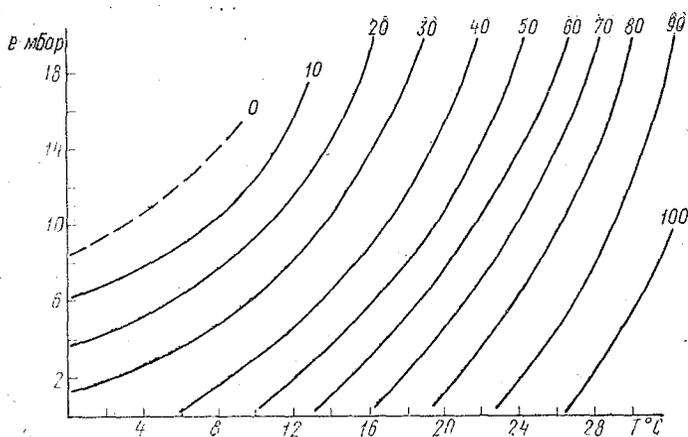


Рис. 1. Связь среднедекадного испарения $E(T, e)$ с поверхности бассейна-эталона площадью 20 м² со среднедекадной температурой T и влажностью e воздуха

воздуха (e мбар), измеренной среднедекадной величины испарения с поверхности бассейна-эталона $E_{изм}$. Как и ранее в соответствующие ей среднедекадные значения температуры и влажности воздуха на высоте 2 м над поверхностью почвы вносились поправки на инерционность тепло- и влагообмена поверхности почвы с атмосферой [2].

Из графика (см. рис. 1) видно, что с увеличением температуры и уменьшением влажности, или с увеличением температуры при постоянной влажности воздуха, испарение с поверхности бассейна-эталона растет, в то время как с увеличением влажности при постоянной температуре воздуха — убывает. В соответствии с приня-

той схемой анализа методом остаточных отклонений [3] на график (рис. 2), координатами которого принята общая облачность N_0 в баллах и полуденная высота стояния солнца h_0 в градусах, наносились значения величины

$$\Delta E_1 = E_{\text{изм.}} - E^r(T, e); \quad (1)$$

являющейся разностью измеренной среднедекадной величины испарения с поверхности бассейна-эталона $E_{\text{изм.}}$ и расчетной величины испарения $E^r(T, e)$, снятой с рис. 1. Значения ΔE_1 закономерно расположились в поле координат, что позволило провести

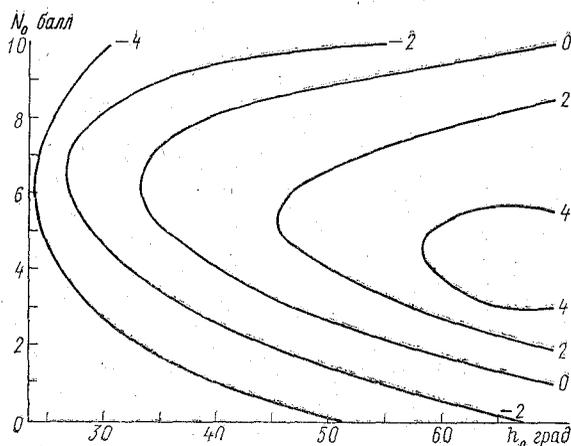


Рис. 2. Зависимость поправки $\Delta E(N_0, h_0)$ от общей облачности N_0 и высоты стояния солнца h_0

соответствующие изолинии. Из графика, представленного на рис. 2, видно, что с ростом полуденной высоты стояния солнца h_0 град интенсивность испарения растет. С увеличением облачности поправки к величине испарения $E^r(T, e)$ с поверхности бассейна-эталона при малых значениях полуденных высот стояния солнца h_0 постепенно увеличиваются, а затем уменьшаются. Максимальные значения поправки наблюдаются при общей облачности от 3 до 6 баллов (облака хорошей погоды), когда в атмосфере наблюдается наиболее интенсивный конвективный обмен. На графике (рис. 3), координатами которого выбраны среднедекадные величины ско-

рости ветра на высоте 2 м от поверхности почвы U_{200} и слой осадков H наносились значения величины

$$\Delta E_2 = \Delta E_1 - \Delta E^r(N_0, h_0), \quad (2)$$

где ΔE_2 — разность величины ΔE_1 , полученной из уравнения (1) и поправкой $\Delta E^r(N_0, h_0)$, снимаемой с графика (см. рис. 2). Значения величины ΔE_2 также закономерно расположились в поле графика (см. рис. 3), что позволило провести изолинии. Этот график показывает, что с ростом скорости ветра интенсивность испарения возрастает: при скоростях ветра, больших 2 м/с, оно практически не зависит от величины осадков. При меньших скоростях ветра и особенно при уменьшении величины осадков, испарение убывает.

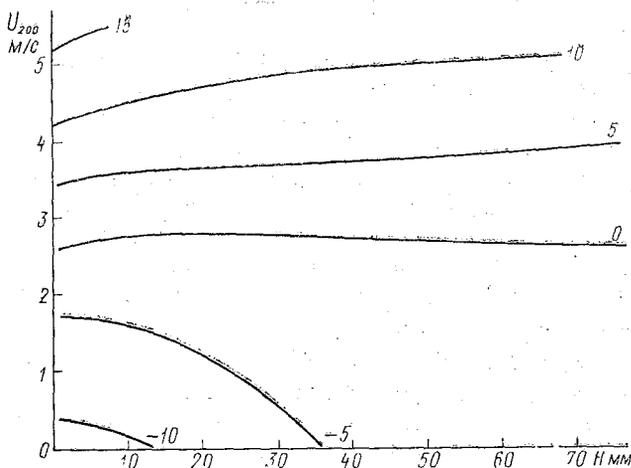


Рис. 3. Зависимость поправки $\Delta E(H, U_{200})$ от осадков H и скорости ветра U_{200} .

Таким образом, рассчитанная декадная величина испарения с поверхности бассейна-эталона определяется из уравнения

$$E_{\text{рас.}} = E^r(T, e) + \Delta E^r(N_0, h_0) + \Delta E^r(U_{200}, H). \quad (3)$$

Прибавляя поправки $\Delta E^r(N_0, h_0)$ и $\Delta E^r(U_{200}, H)$ к снятой с графика (см. рис. 1) величине испарения с поверхности бассейна-

эталона $E^r(T, e)$, удается значительно приблизить расчетную величину $E_{рас}$ к измеренной $E_{изм}$. По мере увеличения числа учитываемых факторов теснота связи измеренной среднедекадной величины испарения с поверхности бассейна-эталона и рассчитанной по предлагаемой методике возрастает (табл. 1).

Т а б л и ц а 1

Рост тесноты связи $E_{рас}$ с $E_{изм}$ по мере увеличения числа учитываемых факторов

Испарение с бассейна	$E^r(T, e)$	$E^r(T, e) + \Delta E^r(N_0, h_0)$	$E^r(T, e) + \Delta E^r(N_0, h_0) + \Delta E^r(U_{200}, H)$
Значения коэффициентов корреляции	$0,59 \pm 0,24$	$0,71 \pm 0,028$	$0,85 \pm 0,03$

Из этой таблицы видно, что коэффициент корреляции растет от 0,59 до 0,85 за счет увеличения числа учитываемых факторов, от которых зависит величина испарения с поверхности бассейна.

Кривая распределения ошибок, построенная для среднедекадных разностей $E_{изм} - E_{рас}$, оказалась симметричной, что указывает на отсутствие систематических ошибок расчета. С помощью уточненной методики по независимым данным (540 случаев) был определен коэффициент корреляции между $E_{изм}$ и $E_{рас}$. Он оказался равным $0,84 \pm 0,03$, а кривая распределения ошибок по-прежнему близка к симметричной.

Приведенные расчетные графики (см. рис. 1, 2, 3) и составленные для них табл. 2, 3, 4 справедливы для любых погодных условий за декаду и непосредственно не связаны с зональными ограничениями при расчете декадной величины испарения с поверхности бассейна-эталона для конкретного года.

В заключение приведем пример расчета испарения с поверхности бассейна-эталона, иллюстрируемый табл. 5. Из климатических справочников или из таблиц ТМ-1 находят измеренные в расчетную декаду конкретного года значения температуры $T_{изм}$ и влажности $e_{изм}$ воздуха, общей облачности N_0 , полуденной высоты стояния солнца h_0 , скорости ветра U_{200} , осадков H . По методике, изложенной в работе [2], определяются поправки к среднедекадной температуре T и влажности e воздуха и с их учетом находят исправленные значения температуры $T'_{исп.}$ и влажности $e'_{исп.}$ воздуха. С графиков, приведенных на рис. 1, 2, 3, или из табл. 2, 3, 4, снимаются испарение E_1 (графа 13) и поправки к нему ΔE_1 (графа 14) и ΔE_2 (графа 15), а затем по формуле (3) находится $E_{рас}$. (графа 16).

Таблица 2

Зависимость декадного испарения E с поверхности бассейна-эталоны площадью 20 м^2 от среднедекадных значений температуры $T_{\text{исп.}}$ и влажности $e_{\text{исп.}}$ воздуха

$\begin{matrix} e \\ T \end{matrix}$	1	2	3	4	5	6	7	8
1	2	3	4	5	6	7	8	9
0	30	26,3	22,5	18,4	14,4	10,0	5,7	1,5
1	31	27,5	23,7	19,8	5,7	11,6	7,7	3,2
2	32	28,8	25,0	21,2	17,2	13,2	9,3	5,3
3	33,4	30,2	26,4	22,6	18,9	14,9	11,0	7,1
4	34,8	31,6	28,0	24,4	20,6	16,7	12,9	9,2
5	26,3	33,1	29,8	26,0	22,3	18,6	14,8	11,2
6	37,8	34,9	31,5	28,0	24,4	20,4	16,7	13,2
7	39,7	36,6	33,5	30,1	26,6	22,7	19,0	15,4
8	41,8	38,7	35,4	32,0	28,7	25,0	21,6	18,0
9	44,2	40,9	37,6	34,4	31,1	27,5	24,2	20,8
10	47,0	43,5	40,0	36,8	33,5	30,4	27,0	23,5
11	50,0	46,3	42,7	39,2	36,0	33,0	30,0	26,8
12	53,1	49,4	45,6	42,1	38,7	35,7	32,6	29,9
13	56,5	52,4	48,7	45,1	41,6	38,4	35,5	32,7
14	60,0	56,0	52,0	48,3	44,8	41,5	38,4	35,6
15	62,8	59,6	55,7	51,7	48,2	44,8	41,5	38,7
16	66,2	62,9	59,7	55,7	51,7	48,3	45,1	42,0
17	69,8	66,5	63,1	59,8	55,8	52,0	48,8	45,6
18	72,9	70,2	67,0	63,7	60,1	56,4	52,7	49,2
19	76,3	73,5	70,7	66,7	64,3	60,6	57,1	53,6
20	79,7	77,0	74,2	71,1	68,0	65,0	61,4	58,0
21	82,7	80,2	77,7	74,8	71,8	68,9	66,0	62,5
22	85,7	83,2	80,7	78,4	75,5	72,7	70,0	67,1
23	88,4	86,0	83,9	81,6	79,1	76,3	73,8	71,0
24	91,3	88,8	86,6	84,6	82,3	80,2	77,4	74,8
25	94,2	91,8	89,5	87,4	85,5	83,4	81,2	78,8
26	97,0	94,6	92,5	90,4	88,3	86,4	84,4	82,4
27	99,8	97,5	95,3	93,3	91,2	89,6	87,6	85,7
28	101,5	100,2	98,2	96,1	94,2	92,3	90,7	89,0
29	103,2	101,8	100,6	99,2	97,2	95,3	93,8	92,0

Продолжение

1	2	3	4	5	6	7	8	9
30		103,7	102,3	101,1	100,1	98,4	96,6	95,1
31				102,8	101,8	100,8	99,8	98,1
32					103,7	102,6	101,6	100,7
33							103,5	102,5
34								
35								
<i>e</i>	9	10	11	12	13	14	15	16
<i>T</i>								
0								
1								
2	1,2							
3	3,3							
4	5,4	1,9						
5	7,5	4,0	0,8					
6	9,9	6,2	3,0					
7	12,0	8,6	5,3	2,3				
8	14,7	11,2	8,0	5,1	2,0			
9	17,3	14,0	10,8	7,7	5,0	2,3		
10	20,3	16,9	14,0	11,0	8,7	5,7	3,4	
11	23,5	20,0	17,2	14,7	11,8	9,4	7,3	5,0
12	26,7	23,4	20,7	18,0	15,2	12,9	10,8	9,0
13	30,0	26,8	24,0	21,5	19,0	16,8	14,6	12,5
14	33,0	30,4	27,7	25,0	22,8	10,6	18,6	16,5
15	36,0	33,4	31,1	28,8	26,3	24,3	22,3	20,4
16	39,2	36,7	34,5	32,1	30,0	27,9	25,9	24,0
17	42,8	40,0	37,5	35,2	33,4	31,5	29,5	27,7
18	46,4	43,8	41,0	38,8	36,6	34,7	33,0	31,5
19	50,2	47,2	44,9	42,6	40,2	38,3	36,5	34,8
20	54,8	51,1	48,8	45,3	41,0	42,0	40,0	38,4
21	59,3	56,0	53,0	50,3	48,0	45,9	44,0	42,1
22	63,8	60,3	57,6	54,8	52,0	49,8	47,8	46,0
23	68,4	65,2	62,0	59,2	56,7	54,0	51,8	49,8
24	72,2	70,0	66,8	63,8	61,2	58,5	56,2	54,3
25	76,0	73,8	71,2	68,7	65,4	63,2	60,7	58,5

Продолжение

$\begin{matrix} e \\ T \end{matrix}$	9	10	11	12	13	14	15	16
26	80,3	77,9	75,3	73,0	70,7	68,0	65,6	63,3
27	83,6	81,8	79,5	77,2	75,0	73,0	70,7	68,3
28	87,0	85,2	83,4	81,5	79,9	77,5	75,5	73,6
29	90,5	88,8	87,0	85,2	83,8	82,0	80,6	78,7
30	93,6	92,1	90,9	89,1	87,3	85,9	84,6	83,0
31	96,7	95,2	93,9	92,3	91,2	90,1	88,7	87,2
32	99,8	98,1	97,0	95,7	94,5	93,4	92,3	91,3
33	101,6	100,9	100,0	99,0	98,0	96,9	95,8	94,8
34	103,6	102,8	102,0	101,4	100,8	100,3	99,5	98,4
35			104,2	103,2	102,7	102,2	101,6	101,2

$\begin{matrix} e \\ T \end{matrix}$	17	18	19	20	21	22	23	24
13	10,6							
14	14,7	12,7						
15	18,7	17,0	15,4					
16	22,4	21,0	19,7					
17	26,1	24,5	23,1	21,9				
18	30,0	28,4	27,0	25,6	24,4			
19	33,5	32,0	30,6	29,3	28,2	27,0		
20	27,0	35,5	34,3	33,0	31,8	30,7	30,0	
21	40,5	39,1	37,8	36,4	35,2	34,2	33,2	
22	44,4	42,9	41,4	40,0	38,8	37,7	36,7	
23	48,2	46,7	45,2	43,9	42,7	41,5	40,5	39,6
24	52,3	50,5	49,0	47,6	46,5	45,4	44,5	43,6
25	55,6	54,8	53,3	51,8	50,5	49,3	48,4	47,6
26	61,0	59,0	57,6	56,2	54,7	53,6	52,6	51,7
27	66,2	64,1	62,2	60,2	60,5	59,2	58,0	56,3
28	71,5	69,5	67,7	66,0	64,5	63,3	62,0	61,2
29	76,8	75,0	73,3	71,7	70,3	69,0	68,0	67,0
30	81,7	80,6	79,3	77,8	76,5	75,4	74,3	73,3
31	86,0	84,9	83,7	82,8	81,9	81,1	80,6	80,0
32	90,2	89,2	88,0	87,1	86,2	85,6	85,0	84,6
33	93,9	93,0	92,0	91,4	90,7	90,0	89,4	89,0
34	97,6	96,8	96,2	95,5	94,8			
35	100,8	100,5						

Зависимость поправок ΔE к среднедекадному испарению
с поверхности бассейна-эталона площадью 20 м^2
от среднедекадных значений облачности N_0
и полуденной высоты стояния солнца h_0

$N_0 \backslash h_0$	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
24							-4,0	-3,7	-4,0	-4,5	-5,5	
25							-3,7	-3,4	-3,5	-4,1	-5,0	
26						-3,8	-3,4	-3,0	-3,0	-3,7	-4,7	
27						-3,4	-3,1	-2,6	-2,5	-3,3	-4,4	
28						-3,4	-2,8	-2,1	-2,0	-2,8	-4,0	
29					-3,9	-3,1	-2,3	-1,7	-1,6	-2,3	-3,6	-5,0
30					-3,7	-2,9	-2,0	-1,2	-1,2	-1,8	-3,2	-4,8
31					-3,5	-2,6	-1,6	-0,8	-0,8	-1,4	-2,9	-4,5
32					-3,3	-2,6	-1,2	-0,4	-0,4	-1,0	-2,6	-4,3
33			-4,0		-3,1	-2,1	-0,8	0,0	0,0	-0,7	-2,3	-4,0
34			-3,9		-2,9	-1,8	-0,4	0,2	0,2	-0,5	-2,1	-3,9
35			-3,7		-2,6	-1,7	0,0	0,4	0,3	-0,2	-1,9	-3,8
36			-3,5		-2,5	-1,2	0,2	0,5	0,4	0,0	-1,7	-3,6
37			-3,3		-2,2	-0,8	0,4	0,7	0,6	0,1	-1,6	-3,6
38			-3,2		-2,1	-0,5	0,5	0,9	0,7	0,1	-1,5	-3,8
39			-3,0		-1,8	-0,2	0,8	1,0	0,7	0,2	-1,4	-3,6
40		-4,0		-2,8	-1,5	0,1	1,0	1,2	0,8	0,2	-1,3	-3,6
41		-3,9		-2,7	-1,2	0,2	1,2	1,3	0,9	0,2	-1,3	-3,5
42		-3,8		-2,5	-1,0	0,5	1,3	1,4	1,0	0,2	-1,3	-3,5
43		-3,6		-2,4	-0,7	0,7	1,5	1,5	1,0	0,2	-1,3	-3,5
44		-3,3		-2,2	-0,5	0,8	1,6	1,6	1,1	0,2	-1,3	-3,5
45		-3,3		-2,1	-0,4	1,1	1,7	1,7	1,1	0,3	-1,2	-3,4
46		-3,2		-1,9	-0,2	1,1	1,9	1,8	1,2	0,2	-1,2	-3,3
47		-3,1		-1,7	0,0	1,3	2,1	1,9	1,2	0,2	-1,2	-3,2
48		-3,0		-1,4	0,2	1,5	2,2	2,0	1,2	0,2	-1,1	-3,1
49		-2,8		-1,2	0,4	1,7	2,4	2,1	1,3	0,3	-1,1	-3,0
50	-4,0	-2,6		-1,0	0,6	1,9	2,5	2,2	1,4	0,3	-1,1	-2,8
51	-3,9	-2,5		-0,8	0,7	2,1	2,7	2,3	1,5	0,3	-1,0	-2,7
52	-3,8	-2,3		-0,6	1,1	2,2	2,8	2,4	1,6	0,4	-1,0	-2,5
53	-3,6	-2,2		-0,4	1,2	2,4	2,9	2,6	1,6	0,5	-0,9	-2,2
54	-3,5	-2,0		-0,2	1,3	2,5	3,1	2,7	1,8	0,5	-0,8	-2,2
55	-3,4	-1,9		0,1	1,5	2,8	3,3	2,8	2,0	0,7	-0,7	-2,1
56	-3,3	-1,6		0,3	1,7	3,0	3,5	3,0	2,1	0,9	-0,7	-2,0
57	-3,2	-1,5		0,5	1,9	3,3	3,6	3,1	2,3	1,0	-0,5	-1,9
58	-3,0	-1,3		0,7	2,0	3,6	3,8	3,2	2,3	1,2	-0,3	-1,8
59	-2,9	-1,2		0,9	2,3	4,0	4,0	3,3	2,5	1,4	-0,2	-1,6
60	-2,7	-1,0		1,0	2,6	4,3	4,2	3,4	2,6	1,6	0,0	-1,5
61	-2,6	-0,8		1,2	2,8	4,5	4,3	3,5	2,7	1,8	0,2	-1,3
62	-2,5	-0,6		1,3	3,0	4,8	4,5	3,6	2,8	2,1	0,4	-1,0
63	-2,4	-0,4		1,5	3,3	5,0	4,7	3,6	2,9	2,2	0,5	-0,8
64	-2,3	-0,2		1,6	3,6	5,1	4,8	3,7	3,0	2,2	0,7	-0,7
65	-2,2	-0,1		1,8	3,7	5,2	4,8	3,7	3,0	2,3	0,9	-0,6
66	-2,1	0,0		2,0	3,8	5,2	4,8	3,8	3,0	2,3	1,1	-0,5
67	-2,0	0,1		2,1	3,9	5,2	4,8	3,8	3,0	2,3	1,1	-0,4
68	-1,9	0,2		2,2	4,0	5,2	4,8	3,7	3,0	2,3	1,1	-0,3
69	-1,8	0,2		2,2	4,0	5,1	4,7	3,7	3,0	2,2	1,0	-0,2
70	-1,8	0,1		2,2	3,9	5,0	4,6	3,7	2,9	2,2	1,0	-0,2

Таблица 4

Зависимость поправок ΔE к среднедекадному испарению
с поверхности бассейна-эталона площадью 20 м^2
от среднедекадных значений скорости ветра U_{200} и осадков H

U_{200} H	0	0,5	1,0	1,5	2,0	2,5
1	2	3	4	5	6	7
0		-9,5	-7,7	-5,9	-3,5	-0,6
5		-9,3	-7,6	-5,8	-3,4	-0,9
10		-8,8	-7,3	-5,5	-3,3	-1,2
15	-9,6	-8,1	-6,5	-5,0	-3,2	-1,2
20	-8,5	-7,1	-5,6	-4,4	-2,9	-1,2
25	-7,3	-6,1	-4,8	-4,0	-2,7	-1,2
30	-6,3	-5,0	-4,4	-3,5	-2,4	-1,0
35	-5,2	-4,6	-3,9	-3,0	-2,1	-0,7
40	-4,6	-4,2	-3,4	-2,7	-1,7	-0,6
45	-4,2	-3,7	-3,0	-2,3	-1,4	-0,4
50	-3,8	-3,3	-2,6	-2,1	-1,2	-0,3
55	-3,4	-2,9	-2,4	-1,7	-1,0	-0,2
60	-3,0	-2,6	-2,1	-1,5	-0,9	-0,2
65	-2,7	-2,3	-1,8	-1,3	-0,8	-0,1
70	-2,4	-2,0	-1,6	-1,2	-0,7	-0,1
75	-2,1	-1,8	-1,5	-1,1	-0,6	-0,1
80	-1,9	-1,7	-1,4	-1,0	-0,5	-0,1
85	-1,8	-1,6	-1,3	-0,9	-0,5	0,0
90	-1,7	-1,5	-1,2	-0,8	-0,4	0,0
95	-1,6	-1,4	-1,1	-0,8	-0,4	0,0
100	-1,5	-1,3	-1,1	-0,7	-0,3	0,0
105	-1,4	-1,2	-1,0	-0,7	-0,3	0,0
110	-1,4	-1,2	-0,9	-0,6	-0,3	0,0

Продолжение

U_{200} H	3,0	3,5	4,0	4,5	5,0	5,5	$\geq 6,0$
1	8	9	10	11	12	13	14
0	2,2	5,3	8,6	11,6	13,9		
5	1,5	4,9	8,0	10,7	13,1		
10	1,1	4,5	7,4	10,2	12,4	14,7	
15	0,9	4,1	7,0	9,6	11,8	14,2	15,0
20	1,0	4,0	6,7	9,1	11,3	13,7	14,4
25	1,1	4,0	6,5	8,7	10,9	13,2	13,8
30	1,2	4,0	6,3	8,5	10,7	13,0	13,6
35	1,3	4,0	6,3	8,3	10,4	12,8	12,4
40	1,3	3,9	6,2	8,2	10,3	12,7	
45	1,4	3,8	6,1	8,1	10,2		
50	1,4	3,8	6,0	8,0	10,0		
55	1,5	3,7	5,8	7,9	9,9		
60	1,5	3,7	5,7	7,8	9,8		
65	1,5	3,6	5,6	7,7	9,7		
70	1,5	3,5	5,5	7,6	9,6		
75	1,5	3,4	5,3	7,5			
80	1,5	3,4	5,2	7,4			
85	1,5	3,3	5,1				
90	1,5	3,3	5,0				
95	1,5	3,2	4,8				
100	1,5	3,2	4,7				
105	1,5	3,1	4,7				
110	1,5	3,1	4,6				

Таблица 5

Примерный ход расчета испарения с поверхности бассейна-эталоны

Станция	Декада месяц	Год	$T_{изм.}$	$e_{изм.}$	ΔT	Δe	$T_{исп.}$	$e_{исп.}$	E
Богуслав- ская УССР	I VIII	1972	16,2	13,9	0,9	-0,6	7,1	13,3	33,1

Продолжение

Станция	Декада месяц	Год	N_0	h_0	ΔE_1	U_{200}	H	ΔE_2	$E_{рас.}$	$E_{изм.}$
Богуслав- ская УССР	I VIII	1972	4,0	57°23'	3,4	1,4	10,7	-5,9	29,6	31,0

ЛИТЕРАТУРА

1. Константинов А. Р. Методические указания № 62 (ГГИ). Методика расчета испарения с почвы, воды и снега по метеорологическим данным. — Л.: Гидрометеониздат, 1961. — 52 с.
2. Константинов А. Р. Испарение в природе. — Л.: Гидрометеониздат, 1968. — 531 с.
3. Константинов А. Р. Методика оценки почвенно-климатических ресурсов урожайности сельскохозяйственных культур и ее реализация на примере озимой пшеницы. — Тр. ИЭМ, 1974, вып. 2(39), с. 3—25.

УДК 556.512

В. Ю. ГЕОРГИЕВСКИЙ (ГГИ)

ВОДНЫЙ БАЛАНС КАСПИЙСКОГО МОРЯ ПО ДАННЫМ НАБЛЮДЕНИЙ

Данные по водному балансу Каспия за время инструментальных наблюдений являются основой для изучения закономерности и оценки изменения режима притока к морю и его уровней под влиянием естественных климатических факторов и хозяйственной деятельности. Исследованиям водного баланса посвящены работы Б. Д. Зайкова [1], С. С. Ремизовой [2], К. И. Смирновой [4], Е. Г. Архиповой [5], Д. В. Коренистова [3] и других. В связи с тем, что в последние годы были получены новые данные, позволившие обоснованно рассчитать потери стока на участках рек от замыкающего створа до устья, а также данные по стоку рек Иранского побережья, стоку малых рек и коллекторов, был уточнен ежегодный водный баланс Каспийского моря с 1880 по 1977 гг.

При расчетах водного баланса среднегодовые уровни моря определялись по данным четырех водомерных постов: Баку, Махачкала, Красноводск и форт Шевченко.

Расчет годовых приращений уровня основывается на данных о положении уровня на начало года (1 января). С 1880 по 1889 гг. при определении водного баланса Каспийского моря нами были использованы годовые приращения уровня, приведенные в работе [2], которые рассчитывались по уточненным Институтом океанологии данным наблюдений по водпосту Баку. С 1890 по 1972 гг. годовые приращения уровня приняты в обработке Д. В. Коренистова [3], которым было произведено графическое сопоставление хода средних месячных уровней моря за сентябрь — май на ряде

водпостов и в необходимых случаях введены поправки к уровням на 1 января, уменьшающие влияние искажений, вносимых сгонно-нагонными явлениями в районе того или иного поста. Приращения уровня за 1973—1977 гг. были подсчитаны по данным водпостов Баку, Махачкала, Куули-Маяк, Красноводск, форт Шевченко.

Годовые величины притока в Каспий определялись по данным гидрометрических наблюдений на р. Волге у г. Волгограда, р. Урале у с. Тополи, р. Куры у г. Сальяны, р. Тереке у с. Каргалинской, р. Сулаке у с. Миатлы, р. Самуре у с. Усухчай. При подсчете притока малых рек Западного побережья Каспийского моря использовались наблюдения по стоку 34 рек и результаты экспедиционных исследований ГГИ. Оценка притока в Каспий рек Иранского побережья произведена на основе фактических данных по 11 рекам за период с 1951 по 1972 гг., характеризующих сток примерно с 80% этой территории. Восстановление пропусков наблюдений и удлинение рядов проводились по графикам связи со стоком рек-аналогов.

Анализ выполненных ранее исследований, посвященных водному балансу Каспийского моря, показал, что одной из основных причин, обуславливающих погрешность определения величин поверхностного притока к морю, является неучет или недостаточно обоснованный расчет потерь стока на участках рек от замыкающего створа до устья. В данной работе использовались результаты специально проведенных исследований по определению потерь стока в низовьях р. Волги, Урала, Куры, Терека и Сулака, основанных на материалах наблюдений гидрометеорологической сети и экспедиционных гидрометрических работ [6].

Средний многолетний объем притока р. Волги в Каспий (1880—1977 гг.) составил $235 \text{ км}^3/\text{год}$, р. Урала (1881—1977 гг.) — $7,4 \text{ км}^3/\text{год}$, р. Куры (1904—1977 гг.) — $16,8 \text{ км}^3/\text{год}$, р. Терека (1904—1977 гг.) — $7,4 \text{ км}^3/\text{год}$, р. Сулака (1904—1977 гг.) — $4,5 \text{ км}^3/\text{год}$, р. Самура (1904—1977 гг.) — $2,7 \text{ км}^3/\text{год}$, рек Иранского побережья — $10,1 \text{ км}^3/\text{год}$.

Сведения по стоку рек, впадающих в Каспийское море, использовались для определения суммарного поверхностного притока за период с 1904 по 1977 гг. При определении притока за 1880—1903 гг. сток в море всех рек, кроме р. Волги и р. Урала, был принят равным их норме. Средний приток к морю за рассматриваемый период времени составил $288 \text{ км}^3/\text{год}$.

Автором сделана оценка погрешностей подсчета суммарного притока в Каспий, обусловленных случайными ошибками исходной гидрометрической информации, ошибками восстановления стока по связи со стоком рек-аналогов, а также неточностью подсчета приращений стока от замыкающих створов до устья. Средняя квадратическая погрешность определения годовых величин поверхностного притока в море за первые два—три десятилетия рассматриваемого многолетнего периода составила примерно 17 км^3 . В настоящее время эта величина не превышает 14 км^3 .

Наиболее обоснованной методикой для расчета осадков на акваторию моря является, на наш взгляд, методика, разработанная ГОИНОм [5]. По исследованиям ГОИНа норма осадков с учетом поправок на смачивание составляет соответственно для Северного, Среднего и Южного Каспия 145 мм, 116 мм и 309 мм. Нами были подсчитаны средние поправки на ветровой недоучет и испарение для этих частей моря и получены нормы осадков с учетом всех видов поправок. Исправленные таким образом нормы составили 191 мм, 144 мм и 358 мм.

Для расчета годовых величин осадков, выпавших на поверхность Каспия, были использованы 12 опорных станций. Осадки для всего Каспия определялись как средневзвешенные для трех участков моря, площади которых устанавливались в зависимости от среднего уровня в данном году. Норма осадков, выпадающих на поверхность моря, составила 240 мм, коэффициент вариации $C_v = 0,165$.

Статистические наблюдения за стоком из Каспийского моря в залив Кара-Богаз-Гол ведутся с 1928 г. Данные за 1921—1926 гг. ввиду малого количества измеренных расходов и недостаточной точности их измерений обычно рассматриваются как ориентировочные. Поэтому при определении стока в залив за период до 1928 г. приходится использовать косвенные методы. Детальные исследования по восстановлению стока принадлежат Б. Д. Зайкову [1]. Им построена зависимость между годовым стоком в залив, средним годовым уровнем моря и суммарным поверхностным притоком в море. Определенные Б. Д. Зайковым по этой зависимости годовые величины стока с 1880 по 1927 гг. были нами использованы при составлении водного баланса Каспия. Сток в залив с 1928 по 1977 гг. был принят по материалам Бакинской ГМО.

При оценке годовых величин испарения с поверхности моря возможны два подхода. Первый заключается в непосредственном расчете испарения в зависимости от определяющих его факторов. Но ввиду того, что закономерность распределения этих факторов по акватории моря является недостаточно изученной, то такой расчет следует рассматривать как сугубо приближенный. Поэтому использовался подход, заключающийся в определении годовых величин испарения по уравнению водного баланса. Средний за период с 1880 по 1977 гг. слой испарения составил 98,0 см. Изменчивость годовых величин испарения невелика, коэффициент вариации равен 0,07, распределение близко к нормальному.

Данные о годовых величинах суммарного притока, осадков, стока в залив Кара-Богаз-Гол, испарения и приращений уровня были использованы при составлении водного баланса Каспийского моря за период с 1880 по 1977 гг. Подземный приток принимался за все годы одинаковым и равным $5 \text{ км}^3/\text{год}$. Морфометрические характеристики моря приняты по данным Б. А. Аполлова и Р. В. Николаевой, приведенным в работе [3]. Рассчитанные значения элементов водного баланса по годам представлены в таблице.

**ГОДОВЫЕ ВЕЛИЧИНЫ СОСТАВЛЯЮЩИХ ВОДНОГО БАЛАНСА
КАСПИЙСКОГО МОРЯ ЗА 1880—1977 гг. (В САНТИМЕТРАХ СЛОЯ)**

Годы	Приращения уровня моря	Поверхностный и подземный приток	Осадки	Сток в залив Кара-Богаз-Гол	Испарение
1	2	3	4	5	6
1880	— 7	80,8	25,1	7,2	105,7
1881	19	83,8	34,7	9,0	90,5
1882	2	81,8	25,8	9,1	96,5
1883	—22	67,9	21,0	7,7	103,2
1884	—11	81,4	26,6	7,6	111,4
1885	—15	73,7	23,6	6,5	105,8
1886	21	85,4	29,8	6,5	87,7
1887	— 8	89,4	17,5	7,5	107,4
1888	— 1	98,6	25,3	7,2	117,7
1889	3	87,0	20,9	7,4	97,5
1890	1	64,5	22,5	7,0	79,0
1891	—12	59,4	21,0	6,1	86,3
1892	— 4	78,5	25,2	6,7	101,0
1893	0	82,8	23,4	6,8	99,4
1894	— 7	85,9	29,7	6,6	116,0
1895	30	89,4	30,4	7,4	82,4
1896	6	67,8	28,6	7,5	82,9
1897	—12	62,5	32,4	7,1	99,8
1898	—15	56,8	31,3	6,2	96,9
1899	9	94,0	23,0	8,0	100,0
1900	— 1	76,0	27,6	7,2	97,4
1901	—15	68,6	22,8	6,6	99,8
1902	6	81,5	31,0	6,6	99,8
1903	7	79,8	26,2	7,3	91,7
1904	—13	64,4	23,6	6,7	94,3
1905	7	76,7	23,9	6,5	87,1
1906	— 4	72,3	26,1	6,6	95,8
1907	—10	61,5	26,2	5,9	91,8
1908	9	77,8	27,4	6,6	89,6
1909	— 7	73,8	19,3	6,6	93,5

Продолжение

1	2	3	4	5	6
1910	-34	52,5	20,5	4,8	102,2
1911	- 2	66,5	29,2	4,1	93,6
1912	- 7	73,6	21,0	4,3	97,3
1913	- 5	73,5	21,8	4,1	96,2
1914	22	85,0	29,6	5,2	87,4
1915	15	90,0	26,3	6,1	95,2
1916	15	91,2	22,8	7,0	92,0
1917	-17	81,6	15,6	6,7	107,5
1918	- 6	74,4	19,8	5,7	94,5
1919	0	74,9	30,4	5,5	99,8
1920	-24	61,3	19,7	4,5	100,5
1921	-17	51,9	24,9	3,3	90,5
1922	- 3	74,8	22,8	3,7	96,9
1923	- 3	86,1	17,8	3,7	103,2
1924	- 7	74,2	27,5	3,5	105,2
1925	- 7	74,8	19,0	3,2	97,6
1926	27	111,1	22,0	4,0	102,1
1927	10	94,2	24,2	4,4	104,0
1928	26	100,9	27,7	6,0	96,6
1929	0	86,6	23,4	6,5	103,5
1930	-17	64,6	21,2	5,3	97,5
1931	- 8	71,9	21,6	4,1	97,4
1932	10	79,3	25,8	5,2	89,9
1933	-13	61,2	22,9	4,6	92,5
1934	-23	59,1	19,4	3,3	98,2
1935	-18	60,6	21,4	2,9	97,1
1936	-22	55,8	19,7	2,7	94,8
1937	-29	53,3	20,0	2,4	99,9
1938	-32	53,7	23,0	2,2	106,5
1939	-23	58,8	20,4	1,6	100,6
1940	-12	65,2	24,6	1,7	100,1
1941	1	80,6	24,0	1,8	101,8
1942	9	85,8	22,4	2,4	96,8
1943	- 4	74,7	25,9	2,8	101,8
1944	-13	79,6	19,6	2,8	109,4
1945	- 8	67,5	22,8	3,6	94,7

1	2	3	4	5	0
1946	8	88,5	24,6	3,7	101,4
1947	15	97,6	17,2	4,0	95,8
1948	- 8	88,9	22,3	4,0	115,2
1949	-12	69,7	20,9	3,8	98,8
1950	-18	72,4	20,2	3,4	107,2
1951	- 7	70,0	28,3	3,2	102,1
1952	- 8	75,6	19,8	3,2	100,2
1953	- 2	78,1	27,0	2,9	104,2
1954	-12	65,1	18,6	2,8	92,9
1955	2	80,3	22,2	2,7	97,8
1956	- 4	65,3	24,6	2,1	91,8
1957	14	86,3	23,7	2,3	93,7
1958	6	87,7	27,0	2,8	105,9
1959	- 3	70,1	26,6	3,2	96,5
1960	-12	64,9	21,7	2,7	95,9
1961	-13	71,8	26,0	2,4	108,4
1962	-10	71,3	23,0	2,4	101,9
1963	17	86,0	31,0	2,4	97,6
1964	- 3	72,6	18,6	2,3	91,9
1965	2	70,4	25,3	2,5	91,2
1966	12	88,8	32,0	2,7	106,1
1967	-16	58,8	25,0	2,8	97,0
1968	-13	70,8	21,8	2,4	103,2
1969	12	74,1	31,0	2,4	90,7
1970	3	82,6	19,3	2,5	96,4
1971	- 8	70,7	16,8	2,4	93,1
1972	-12	65,9	23,2	2,3	98,8
1973	- 6	59,7	30,6	2,1	94,2
1974	10	82,2	23,2	2,1	93,3
1975	-31	51,4	20,3	1,8	100,9
1976	-10	62,7	25,0	1,4	96,3
1977	- 4	61,7	24,0	1,4	88,3

За рассматриваемый период времени уровень Каспия понизился на 3,76 м, а запасы воды в море сократились на 1447 км³. С 1880 по 1913 гг. уровень моря понизился на 92 см, несмотря на то, что суммарный приток за это время был выше нормы (301,3 км³/год), а средняя величина видимого испарения ниже нормы (71,5 см/год). Это объясняется тем, что для поддержания уровня на отметке порядка — 25,5 м абс., около которой он колебался в 80-х годах прошлого века, даже при величинах видимого испарения ниже нормы (71,5 см) величина суммарного притока к морю должна была составить примерно 312 км³/год.

Период с 1914 по 1932 гг. характеризуется превышением приходной части водного баланса над расходной. Это обусловилось прежде всего повышением суммарного притока, средняя величина которого за 19 лет составила 316,1 км³/год, при слое испарения, равном норме. Приведенные в таблице значения составляющих водного баланса Каспийского моря за эти годы можно рассматривать как один из вариантов их соотношения, необходимых для поддержания уровня на отметке около — 26,00 м абс.

С 1933 по 1940 гг. уровень Каспийского моря упал на 172 см. Объясняется такое катастрофическое явление резким уменьшением приходных составляющих водного баланса, в особенности притока, средняя величина которого за этот период составила 223,7 км³/год или на 72,3 км³/год меньше его нормы. Падению уровня способствовала и повышенная величина испарения, составившая 98,7 см/год.

В последующие 16 лет (1941—1956 гг.) уровень понизился еще на 61 см. За этот период средняя величина испарения составила 100,7 см/год, что при данной площади акватории моря привело к увеличению потерь по сравнению с нормой примерно на 10,2 км³/год. Средняя величина притока за этот период была меньше нормы на 8,8 км³/год.

Период с 1957 по 1970 гг. характеризуется устойчивым положением уровня у отметки — 28,5 м абс. Разность отметок уровня на начало и конец этого периода составила 4 см. Средние величины притока, осадков и испарения равны соответственно 276,3 км³/год, 25,1 см/год и 98,3 см/год. Сравнение величин составляющих водного баланса Каспийского моря за периоды 1914—1932 гг. и 1957—1970 гг., в течение которых уровень моря изменялся соответственно около отметок — 26,00 м абс. и — 28,50 м абс, наглядно демонстрирует механизм действия реактивного фактора, т. е. зависимости между наполнением моря и количеством теряемой им воды. В первый из этих периодов повышенное положение уровня и, соответственно, большая площадь испаряющей поверхности обусловили значительные объемы потерь даже при величине видимого испарения, близкой к норме, компенсировавших увеличение суммарного притока, который за этот период оказался на 20 км³/год выше нормы. Напротив во второй период (1957—1970 гг.) при значительно сократившейся площади испаряющей поверхности и при

величине видимого испарения меньше нормы для поддержания уровня у отметки — 28,50 м абс достаточно оказалось притока в 276,3 км³/год. Интересно, что если бы средний приток за этот период был таким же, как и в 1904—1933 гг., то уровень повысился бы на 146 см. Таким образом, этот пример демонстрирует один из факторов колебания уровней замкнутых водоемов: тенденцию высоких уровней к снижению, а низких к повышению.

Значительное уменьшение суммарного притока к морю с 1971 по 1977 гг., который в среднем за этот период составил 231,2 км³/год, привело к дальнейшему снижению уровня на 61 см. Слой видимого испарения за этот период был меньше нормы (72,0 см/год) при величинах осадков и испарения соответственно 23,3 см/год и 95,3 см/год.

В заключение отметим, что приведенные данные о многолетних колебаниях элементов водного баланса моря могут служить гидрологической основой для разработки комплекса мероприятий, связанных с решением проблемы Каспия.

ЛИТЕРАТУРА

1. Зайков Б. Д. Водный баланс Каспийского моря в связи с причинами понижения его уровня. — Труды НИУ ГУГМС, 1946, сер. 4, вып. 88. — 49 с.
2. Каспийское море. — М.: Изд-во МГУ, 1969. — 261 с.
3. Крицкий С. Н., Коренистов Д. В., Раткович Д. Я. Колебания уровня Каспийского моря. — М.: Наука, 1975. — 157 с.
4. Смирнова К. И. Водный баланс и долгосрочный прогноз уровня Каспийского моря. — Труды Гидрометцентра СССР, 1972, вып. 94. — 123 с.
5. Современный и перспективный водный и солевой баланс южных морей СССР. — Труды ГОИН, 1972, вып. 108. — 236 с.
6. Шикломанов И. А. Гидрологические аспекты проблемы Каспийского моря. — Л.: Гидрометеиздат, 1976. — 77 с.

УДК 626:85

А. Р. КОНСТАНТИНОВ, Д. Н. ПЕРАДЗЕ, А. Н. ДАНИЛОВ (ЛГМИ)

МЕТОДИКА ОЦЕНКИ РОСТА УРОЖАЙНОСТИ ОЗИМОЙ ПШЕНИЦЫ НА БОГАРНЫХ И МЕЛИОРИРУЕМЫХ ЗЕМЛЯХ

Научно-обоснованное долгосрочное и сверхдолгосрочное прогнозирование развития отраслей народного хозяйства является одной из важнейших задач. Директивными органами признано необходимым разработать прогноз развития сельского хозяйства на период до 2000 г. В нем должны быть указаны оптимальные пути

и необходимые мероприятия по ускорению темпов развития сельского хозяйства.

Имеется немало методов экономического и научно-технического прогнозирования развития сельского хозяйства. Они включают вероятностно-динамические и факторно-детерминистические модели. В последние входит наиболее распространенная разновидность — факторно-структурные модели, в которых прогнозируемая урожайность рассматривается как функция от будущего изменения структуры и соотношения определяющих факторов.

Для сверхдолгосрочного прогнозирования на основе факторно-структурных моделей необходима оценка почвенно-климатических ресурсов возделывания сельскохозяйственных культур в разных природных и экономических зонах территории СССР. Такая оценка должна осуществляться двумя этапами. На первом этапе дается характеристика ресурсов, сложившихся к настоящему времени, включающая также и современную природную и экономическую оценки эффективности агротехнических приемов земледелия. На втором этапе дается оценка возможных изменений почвенно-климатических и агротехнических условий в будущем. Путь этот долгий, так как требует предварительного проведения специальных факторно-структурных исследований, весьма обширных и трудоемких.

К более простым и быстрым методам прогнозирования урожайности относится агроклиматический или инерционный метод, который может быть использован в двух вариантах. Первый из них — метод экстраполяции трендов на основе выравнивания рядов динамики, предполагает перенесение закономерностей прошлого на прогнозируемый период. В основе второго, варианта лежит корреляционная связь между двумя природно-экономическими явлениями: в нашем случае — взаимосвязь динамики роста среднеобластных урожайностей на сортоиспытательных участках и в хозяйствах, характеризуемая количеством лет t , по прошествии которых урожайность ГСУ будет реализована на производственных полях (рис. 1). С помощью этой характеристики и данных об уже достигнутой фактической урожайности Госсортосети в процессе прогноза можно определить год в будущем, когда такая урожайность будет достигнута и на производственных полях.

Обоснованием правомерности такого метода оценки урожайности в будущем служит наличие устойчивых закономерностей в ходе потенциальной (на участках Госсортосети) и фактической (на хозяйственных полях) среднеобластной урожайности. Эти закономерности обусловлены прежде всего одинаковыми почвенно-климатическими условиями, формирующими урожайность при разных уровнях агротехники. Засухи и переувлажнения, заморозки и вымерзания, град и другие опасные явления погоды одновременно снижают урожайность как на высоком (сортоиспытательные участки), так и на пониженном (хозяйственные поля) агротехническом фоне.

О тенденции роста продуктивности в будущем существует три мнения. По первому из них интенсивность роста урожайности в связи с повсеместной реализацией Продовольственной программы СССР скачкообразно повысится. С другой стороны предполагается, что по мере приближения условий произрастания сельскохозяйственных культур к оптимальным скорость роста урожайности будет замедляться. Согласно третьему мнению скорость (а точнее ускорение) роста урожайности сохранится практически неизменной.

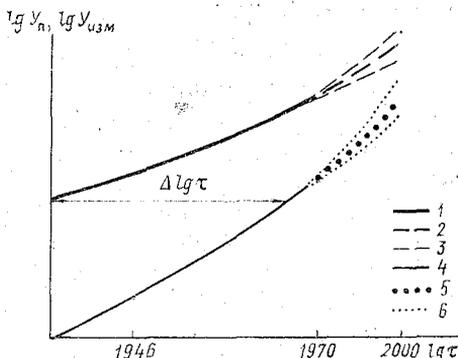


Рис. 1. Схема инерционного метода агроклиматической оценки роста урожайности:

1 и 2 — кривые роста потенциальной урожайности ($Y_{п}$); 4 и 5 — кривые роста фактической урожайности ($Y_{изм}$); 3 и 6 — огибающие кривые роста урожайности ($Y_{п}$ и $Y_{изм}$)

Нам представляется, что сохранение закономерностей современных тенденций роста урожайности и в будущем — положение, наиболее близкое к действительности. Это мнение базируется на марксистской теории социалистического расширенного воспроизводства и требований экономических законов социализма. Оно основывается на наблюдаемом в историческом плане ускорении темпов роста урожайности, для сохранения которого в будущем потребуются приложить большие усилия по дальнейшей интенсификации сельского хозяйства. Поскольку современные и даже прогнозируемые на 2000 г. значения урожайности еще не достигают максимально возможных величин (с точки зрения современного представления специалистов), которые теоретически могут превосходить 100—150 ц/га, постольку нет оснований ожидать замедления роста урожайности в период 1980—2000 гг., обусловленного ее приближением к максимальной величине.

Рост урожайности в будущем будет стимулироваться всемерным внедрением достижений селекции, механизацией, химизацией

и мелиорацией сельскохозяйственных полей. Первые три фактора (селекция, механизация и химизация) на протяжении ряда лет широко применяется в сельскохозяйственном производстве и служат основными факторами роста (тренда) его продуктивности.

Мелиорация (орошение и осушение) лишь в последние годы начинает внедряться в широких масштабах, и поэтому возникли опасения в существенной деформации трендов урожайности в связи с началом ее повсеместного внедрения. Для проверки возможного изменения тренда урожайности были сопоставлены относительные площади по областям и республикам, занятые орошаемыми и осушаемыми землями, с относительным числом Госсортоучастков в этих областях и республиках, расположенных в богарных, орошаемых и осушаемых условиях. Именно эти сортоучастки и определяют собою среднюю областную урожайность на уровне агротехники Госсортосети. Были использованы сведения более чем по 100 областям и республикам (свыше 1500 ГСУ). Между упомянутыми выше относительными величинами площадей и количеством сортоучастков оказалась достаточно тесная связь, характеризуемая коэффициентами корреляции: 0,793 для орошаемых земель и 0,564 для осушаемых. Это обстоятельство послужило основанием считать, что и влияние мелиорации нашло достаточно полное отражение в формировании средней областной урожайности не только хозяйственных полей, но и урожайности Госсортосети.

Анализ роста урожайности проведен по основным природно-климатическим районам зоны произрастания озимой пшеницы. На рис. 2 представлен сглаженный ход по укрупненным регионам относительной областной урожайности производственных полей (будем называть ее фактической или измеренной урожайностью $Y_{изм}$) и сортоиспытательных участков (будем называть ее потенциальной урожайностью $Y_{п}$).

$$Y_{изм} = \frac{Y_{изм, i}}{Y_{изм, 70}}, \text{ а } Y = \frac{Y_{п, i}}{Y_{изм, 70}},$$

где $Y_{изм, i}$ и $Y_{п, i}$ — фактическая и потенциальная урожайность ц/га за i -й год; а $Y_{изм, 70}$ — определяемая трендом фактическая урожайность на уровне агротехники 1970 г. После скользящего осреднения по пятилетним периодам ход урожайности оказался сглаженным. График выполнен в логарифмическом масштабе, позволяющем более надежно, чем в линейном масштабе, проводить экстраполяцию на отдаленные годы.

Как потенциальная, так и фактическая урожайности постепенно повышаются, причем интенсивность роста фактической урожайности более значительна. Это обстоятельство объясняется тем, что потенциальная урожайность ограничена почвенно-климатическими ресурсами каждого региона, что связано с достижением у используемых сортов оптимума листовой поверхности при данном уровне агротехники. Дальнейшее повышение урожайности

В этих случаях идет в основном за счет внедрения новых сортов, имеющих более благоприятное соотношение зерна и общей биомассы растений, а также за счет совершенствования агротехники. Рост фактической урожайности более интенсивен и потому, что он определяется не только достижениями селекции и расширением площадей мелиорируемых земель, но еще «подтягиванием» агротехники производственных полей до уровня агротехники сортоиспытательных участков.

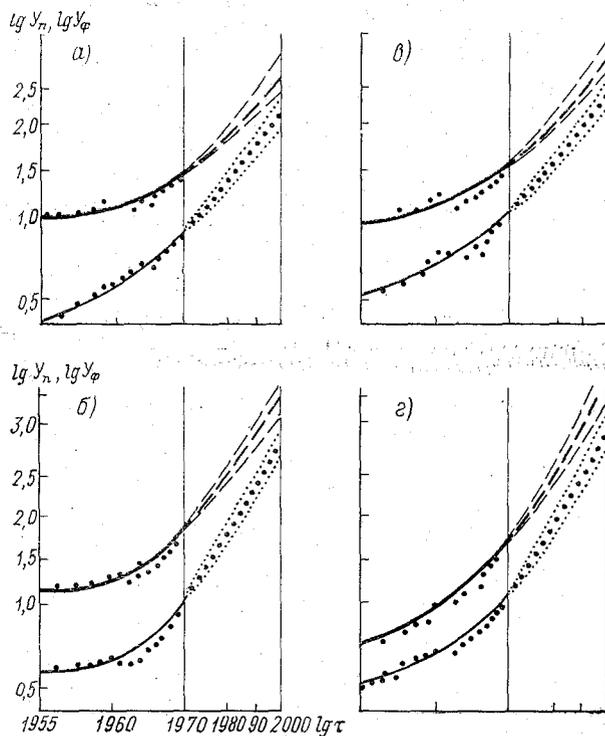


Рис. 2. Сглаженные кривые роста потенциальной $Y_{п}$ и фактической $Y_{изм}$ среднеобластной урожайностей:

а — Северо-Запад ЕТС; б — Центр и Северо-Восток ЕТС; в — Юго-Запад ЕТС; г — Юго-Восток ЕТС (Обозначения см. на рис. 1)

Для оценки будущих потенциальной $Y_{пб}$ и хозяйственной $Y_{изм.б}$ среднеобластной урожайности используются два приближенных метода. По первому из них кривые $Y_{п}$ и $Y_{изм.}$ экстраполируются вплоть до 2000 г., причем, наряду с наиболее вероятным ходом экстраполируемой кривой рассматривается и ее возможное отклонение в сторону более и менее интенсивного роста урожайности

(см. рис. 2). Эти ограничивающие кривые проведены из условия их естественного сопряжения с кривой хода урожайности.

Второй метод сверхдолгосрочного прогноза урожайности, как уже говорилось, состоит в определении количества лет τ , по истечении которых урожайность хозяйственных полей достигает уровня урожайности Госсортоучастков (см. рис. 2). Оказалось, что величина этого интервала зависит от почвенно-климатических условий и меняется вместе с постепенным ростом уровня агротехники (рис. 3).

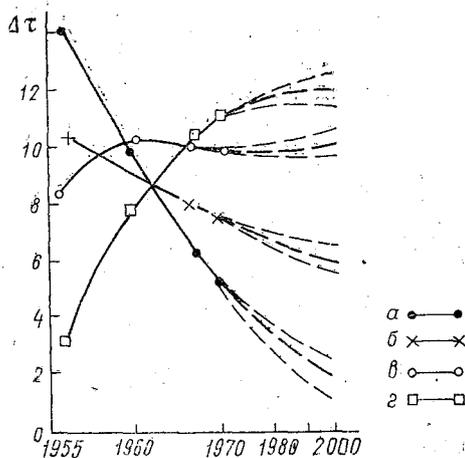


Рис. 3. Изменение по годам продолжительности периода $\Delta\tau$ реализации урожайности сортоиспытательных участков $У_n$ на колхозно-совхозных полях $У_{пзм}$. (Обозначения см. на рис. 2)

Ход кривых на рис. 3 указывает на существование в засушливых районах двух периодов τ , в течение которых урожайность сортоиспытательных участков реализуется на сельскохозяйственных полях. В первый период (1956—1964 гг.) почти повсеместно наблюдалось повышение величины τ за счет ускоренного роста эффективности приемов агротехники на сортоучастках в засушливой зоне, что наряду с внедрением высокоурожайных и засухоустойчивых сортов приводило к росту разности между потенциальной и фактической урожайностью. В последующий период отмечается относительная стабилизация (или даже снижение величины τ), обусловленная устойчивым, а затем постепенно исчезающим различием уровня агротехники на сортоиспытательных участках и в хозяйствах.

Для зон достаточного и избыточного увлажнения (первые три укрепленных региона, см. рис. 3) с годами сокращается число лет τ , в течение которых на хозяйственных полях реализуется урожайность сортоиспытательных участков за счет постепенного повыше-

ния культуры труда. Особенно заметное снижение величины τ наблюдается в регионах с наиболее ограниченными почвенно-климатическими условиями роста потенциальной урожайности озимой пшеницы: Северо-Запад ЕТС (недостаток тепла и невысокое плодородие почвы) и Северо-Восток ЕТС (дополнительно еще и жесткие условия перезимовки).

Как и в первом методе прогнозирования, при экстраполяции величины τ были проведены огибающие возможных максимальных и минимальных ее значений. Затем определялись величины прогнозируемой хозяйственной урожайности по потенциальной величине: до 1985 г. — по измеренной $U_{\text{изм}}$, а после — по предлагаемому среднему тренду $U_{\text{п}}$, снятому с графиков, подобных рис. 2 и 3; построенных для каждого экономического района отдельно. Результаты расчета по $U_{\text{п}}$ будущей среднеобластной урожайности по пятилетним периодам и диапазонам ее возможных отклонений удовлетворительно согласуются с результатами аналогичных оценок, проведенных по первому методу (расхождение между ними не выходит, как правило, за пределы 10%).

В будущем при высокой агротехнике и оптимальных влагозапасах почвы основным фактором, сдерживающим урожайность, будет выступать недостаток тепла. Поэтому можно предположить, что в свое время наступит новая стадия мелиорации, при которой будут расширяться потенциальные возможности создания дополнительной биомассы путем искусственного повышения температуры почвы и воздуха. При правильном сочетании режима влажности и ФАР, при высоком агротехническом фоне этот путь открывает новые возможности повышения урожайности в будущем. Естественно, что учет подобного обстоятельства должен внести существенные коррективы в наш прогноз.

СОДЕРЖАНИЕ

1. Ю. М. Георгиевский. Краткосрочный прогноз стока р. Оки у г. Каширы по данным о распределении воды в русловой сети бассейна	3
2. В. А. Шелутко, В. Г. Гутниченко. Анализ достоверности корреляционных функций по рядам среднего годового стока с помощью статистических гипотез	6
3. Н. П. Смирнов, В. Л. Склярченко. Физико-статистический метод долгосрочного прогноза талого стока рек.	19
4. В. Г. Гутниченко. Преобразование рядов наблюдений с целью повышения точности прогнозирования динамико-статистическим методом.	27
5. В. Г. Гвоздева. Некоторые итоги оперативного прогнозирования дат ледовых явлений в бассейне р. Оби.	39
6. В. А. Жук, Н. Л. Фролова. Оценка влияния скоррелированности предикторов на точность прогнозов и расчетов по уравнению множественной регрессии.	46
7. В. А. Лобанов, Е. В. Лобанова. О построении эмпирических моделей для расчета слоя стока весеннего половодья на р. Оке — с. Павловского.	52
8. Ю. М. Алехин. О количественном динамическом определении случайной величины.	7
9. Г. С. Арсеньев. К вопросу о влиянии водохранилищ на хозяйство в нижних бьефах и рациональном использовании водных ресурсов	72
10. Г. Н. Угернинов. Объем независимой информации в объединенном ряду результатов наблюдений.	77
11. В. Г. Орлов. К вопросу использования закономерностей строения речной сети в гидрологических расчетах.	80
12. Б. С. Устюжанин, Н. В. Горшунова. Изменение меженного стока р. Луги под влиянием хозяйственной деятельности.	90
13. А. Б. Заводчиков. Исследование влияния орошения на речной сток в бассейне оз. Балхаш.	96
14. В. В. Костко. Расчет максимального ливневого стока с малых водосборов в горных и полугорных районах.	106
15. Н. Б. Барышников. Влияние потока поймы на средние на вертикалях скорости руслового потока.	109
16. Д. И. Исаев. Расчет коэффициентов шероховатости пойм.	115
17. А. Р. Константинов, Н. Н. Болотов. Уточнение методики расчета испарения с поверхности бассейна-эталона площадью 20 м ² по данным метеорологических наблюдений.	118
18. В. Ю. Георгиевский. Водный баланс Каспийского моря по данным наблюдений.	129
19. А. Р. Константинов, Д. Н. Перадзе, А. Н. Данилов. Методика оценки роста урожайности озимой пшеницы на богарных и мелиорируемых землях.	136

Межвузовский сборник научных трудов, вып. 79

ГИДРОЛОГИЧЕСКИЕ ПРОГНОЗЫ И РАСЧЕТЫ

Редактор *Т. В. Иващенко*

Корректор *Л. В. Ломакина*

Сдано в набор 24.06.82.	Подписано в печать 24.12.82.	М-33220.
Формат бумаги 60×90 ^{1/16} .	Бумага тип. № 2. Лит. гарн.	Печать высокая
Печ. л. 9,4.	Уч.-изд. л. 9,7.	Тираж 400 экз
Темплан 1982 г., поз. 240.	Зак. 320.	Цена 1 р. 50 к.

ЛПИ им. М. И. Калинина, 195251, Ленинград, Политехническая ул., 29

Типография ВОК ВМФ.

УДК 656.166.

Краткосрочный прогноз стока р. Оки у г. Каширы по данным о распределении воды в русловой сети бассейна. Георгиевский Ю. М. Межвузовский сборник «Гидрологические прогнозы и расчеты», изд. ЛПИ, 1982, вып. 79, с. 3—6. (ЛГМИ).

Рассматривается возможность краткосрочного прогноза расходов воды в период весеннего половодья путем учета как истощения объема воды, находящегося в крупной русловой сети в момент выпуска прогноза, так и притока воды в крупную русловую сеть. Прогноз ежедневных расходов воды осуществлен для трех разных по водности лет. Точность прогнозирования характеризуется следующими величинами отношения $\frac{S}{\sigma_{\Delta}}$ — 0,58; 0,34; 0,73.

Илл. 2, Библ. 2.

УДК 551.482

Анализ достоверности корреляционных функций по рядам среднего годового стока с помощью статистических гипотез. Шелутко В. А., Гутниченко В. Г. Межвузовский сборник «Гидрологические прогнозы и расчеты», изд. ЛПИ, 1982, вып. 79, с. 6—18. (ЛГМИ).

Предлагается новый метод оценки достоверности корреляционных функций конкретных рядов стока, основанный на анализе числа попаданий ординат корреляционных функций в критическую область, построенную исходя из нулевых гипотез $H_{01}: r(\tau) = 0$ при $\tau > 0$ и $H_{02}: r(\tau) = 0$ при $\tau > 3$. Результаты анализа на основе этого метода показали, что при уровне значимости в 5 и 10% дальние внутривидные связи для большинства рядов среднего годового стока являются достоверными.

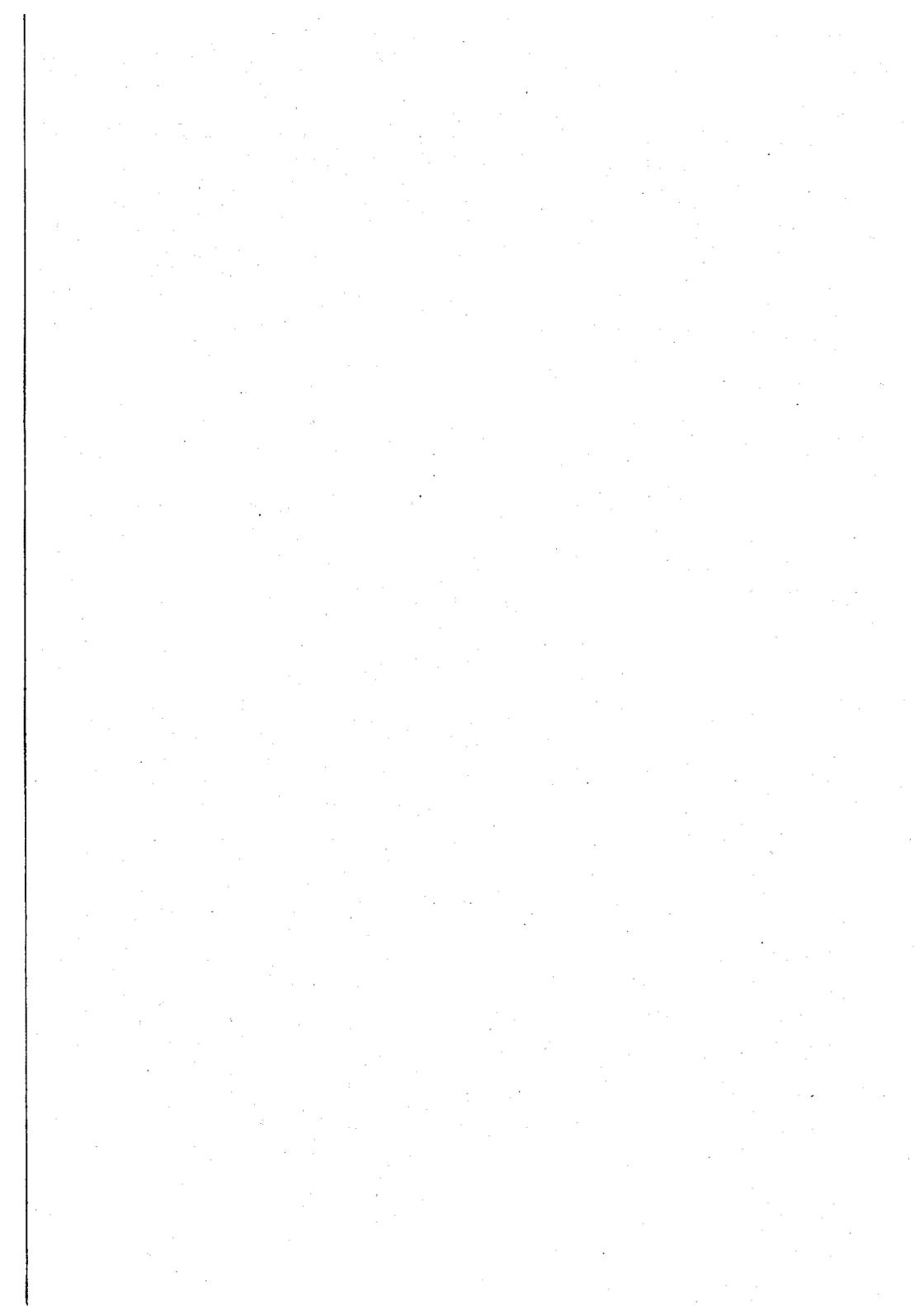
Табл. 4. Илл. 4. Библ. 10.

УДК 556.16.06

Физико-статистический метод долгосрочного прогноза талого стока рек. Смирнов Н. П., Скляренко В. Л., Скляренко В. Н. Межвузовский сборник «Гидрологические прогнозы и расчеты», изд. ЛПИ, 1982, вып. 79, с. 19—27. (ЛГМИ).

Рассматривается возможность прогноза талого стока р. Днепра (г. Киев) и Северной Двины (п. Усть-Пинега) с использованием метода главных компонент, дискриминационного анализа и обычного регрессионного анализа.

Табл. 3. Илл. 5. Библ. 3.



УДК 551.482

Преобразование рядов наблюдений с целью повышения точности прогнозирования динамико-статистическим методом. Гутниченко В. Г. Межвузовский сборник «Гидрологические прогнозы и расчеты», изд. ЛПИ, 1982, вып. 79, с. 27—39. (ЛГМИ).

С целью повышения точности сверхдолгосрочных прогнозов динамико-статистическим методом предлагаются различные методы трансформации исходных рядов стока. На основе поверочного и независимого прогнозирования показывается эффективность методов нормализации и разложения по естественным ортогональным функциям.

Табл. 8. Библ. 11.

УДК 551.482

Некоторые итоги оперативного прогнозирования дат ледовых явлений в бассейне реки Оби. Гвоздева В. Г. Межвузовский сборник «Гидрологические прогнозы и расчеты», изд. ЛПИ, 1982, вып. 79, с. 39—45. (ЛГМИ).

Анализируются результаты оперативного сверхдолгосрочного прогнозирования динамико-статистическим методом Ю. М. Алехина дат весенних и осенних ледовых явлений за период 1979—1981 гг. по девяти створам бассейна р. Оби.

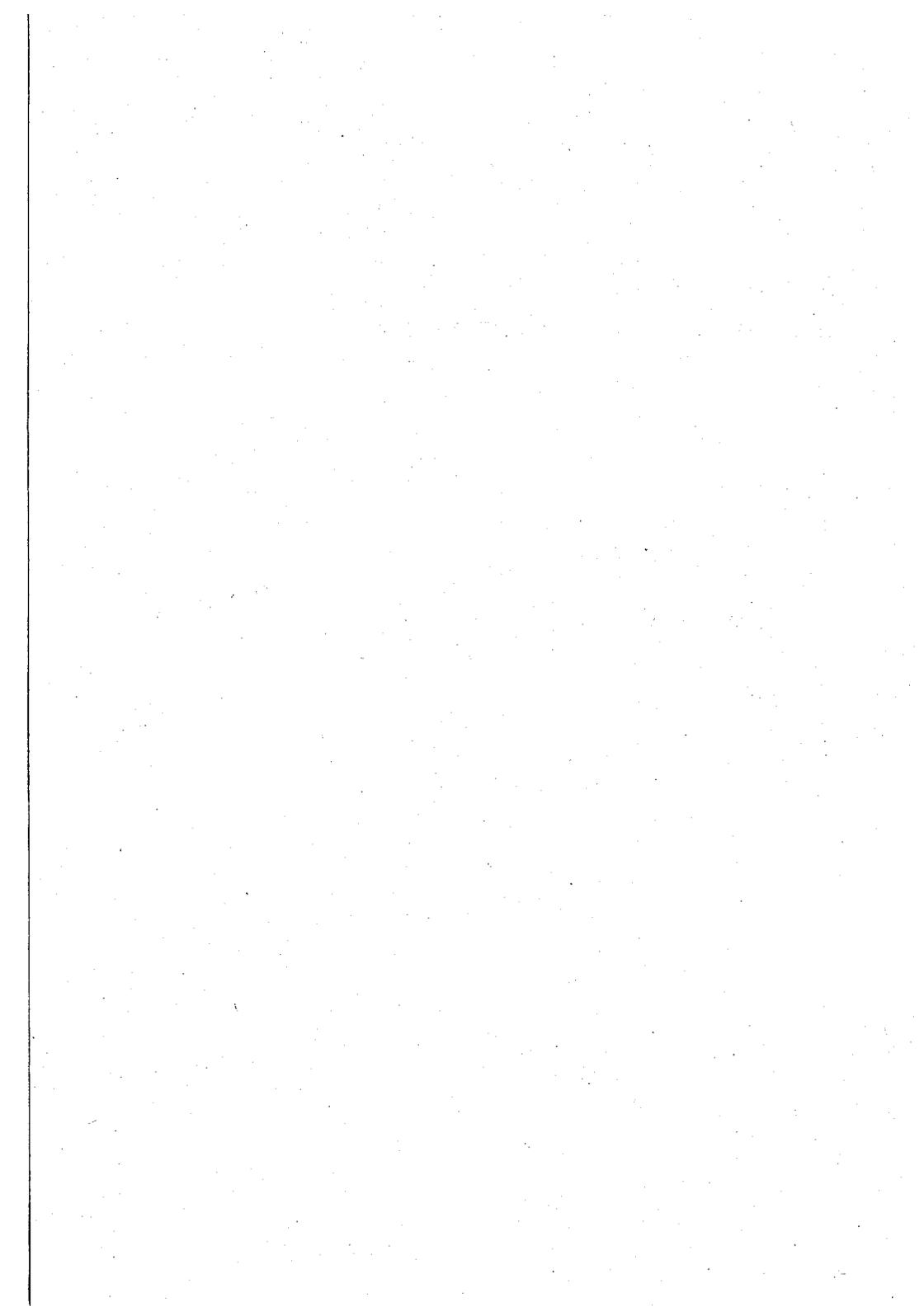
Табл. 3. Библ. 6.

УДК 556.048

Оценка влияния скоррелированности предикторов на точность прогнозов и расчетов по уравнению множественной регрессии. Жук В. А., Фролова Н. Л. Межвузовский сборник «Гидрологические прогнозы и расчеты», изд. ЛПИ, 1982, вып. 79, с. 46—51. (ЛГМИ).

Методом статистических испытаний производилось групповое моделирование взаимосвязанных рядов с заданными средними значениями коэффициентов корреляции между предиктантом и предикторами (r_1) и между предикторами (r_2). В качестве исходного распределения использовалось гамма-распределение при $C_v = 0,2$ и $0,5$. Объем моделируемых рядов 20 и 50 членов. Приводятся номограммы позволяющие выбрать оптимальное число предикторов, вводимых в уравнение множественной регрессии, и заранее оценить влияние скоррелированности предикторов на точность прогнозов и расчетов.

Илл. 2. Библ. 8.



УДК 556.16.06:556.555.3

О построении эмпирических моделей для расчета слоя стока весеннего половодья на р. Оке — с. Половское. Лобанов В. А., Лобанова Е. В. Межвузовский сборник «Гидрологические прогнозы и расчеты», изд. ЛПИ, 1982, вып. 79, с. 52—67.

Рассматривается методика построения и анализа эмпирических моделей для расчета слоя поверхностного и общего стока весеннего половодья на р. Оке у с. Половского. Показано, что принятый в практике гидрологических прогнозов критерий оценки эмпирических зависимостей не является достаточным и полным. Построение улучшенных моделей производилось с помощью шагового регрессионного анализа и для их оценивания были использованы более эффективные приемы: анализ остатков и дисперсионный анализ уравнений.

Табл. 5. Илл. 3. Библ. 12.

УДК 519.272

О количественном динамическом определении случайной величины. Алейкин Ю. М. Межвузовский сборник «Гидрологические прогнозы и расчеты», изд. ЛПИ, 1982, вып. 79, с. 67—72. (ЛГМИ).

Доказывается неизбежность замены существующего определения случайной величины по функции распределения вероятностей величиной максимума так называемой общей корреляционной функции.

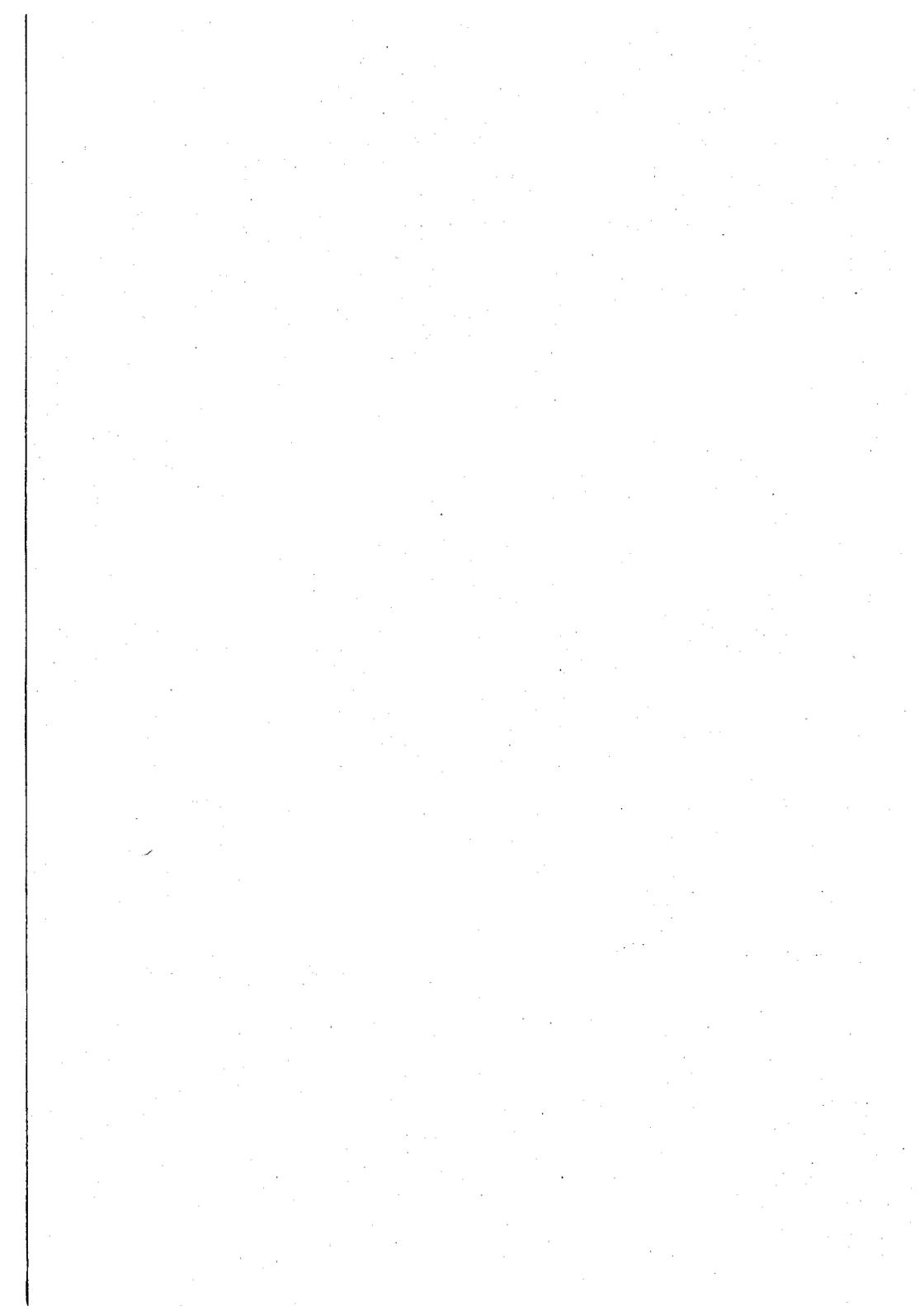
Илл. 2. Библ. 5.

УДК 556.18

К вопросу о влиянии водохранилищ на хозяйство в нижних бьефах и рациональном использовании водных ресурсов. Арсеньев Г. С. Межвузовский сборник «Гидрологические прогнозы и расчеты», изд. ЛПИ, 1982, вып. 79, с. 72—77. (ЛГМИ).

Рассмотрены некоторые негативные последствия строительства и эксплуатации водохранилищ на р. Оби и Енисее.

Табл. 3.



УДК 551.482

Определение объема независимой информации при объединении данных в пределах однородного района. Угренинов Г. Н. Межвузовский сборник «Гидрологические прогнозы и расчеты», изд. ЛПИ, 1982, вып. 79 с. 77—80. (ЛГМИ).

Внутрирядные и межрядовые связи существенно уменьшают объем независимой информации при объединении выборок в пределах однородного района. Предлагается способ количественной оценки этого явления.

Библ. 3.

УДК 556. 552:55.048

К вопросу использования закономерностей строения речной сети в гидрологических расчетах. Орлов В. Г. Межвузовский сборник «Гидрологические прогнозы и расчеты», изд. ЛПИ, 1982, вып. 79, с. 80—90. (ЛГМИ).

Приводится краткий обзор использования в гидрологических расчетах некоторых закономерностей строения речных систем. Дается анализ некоторых схем выделения порядков притоков. Говорится о перспективе использования в гидрологических расчетах аэрокосмических снимков.

Илл. 7. Библ. 8.

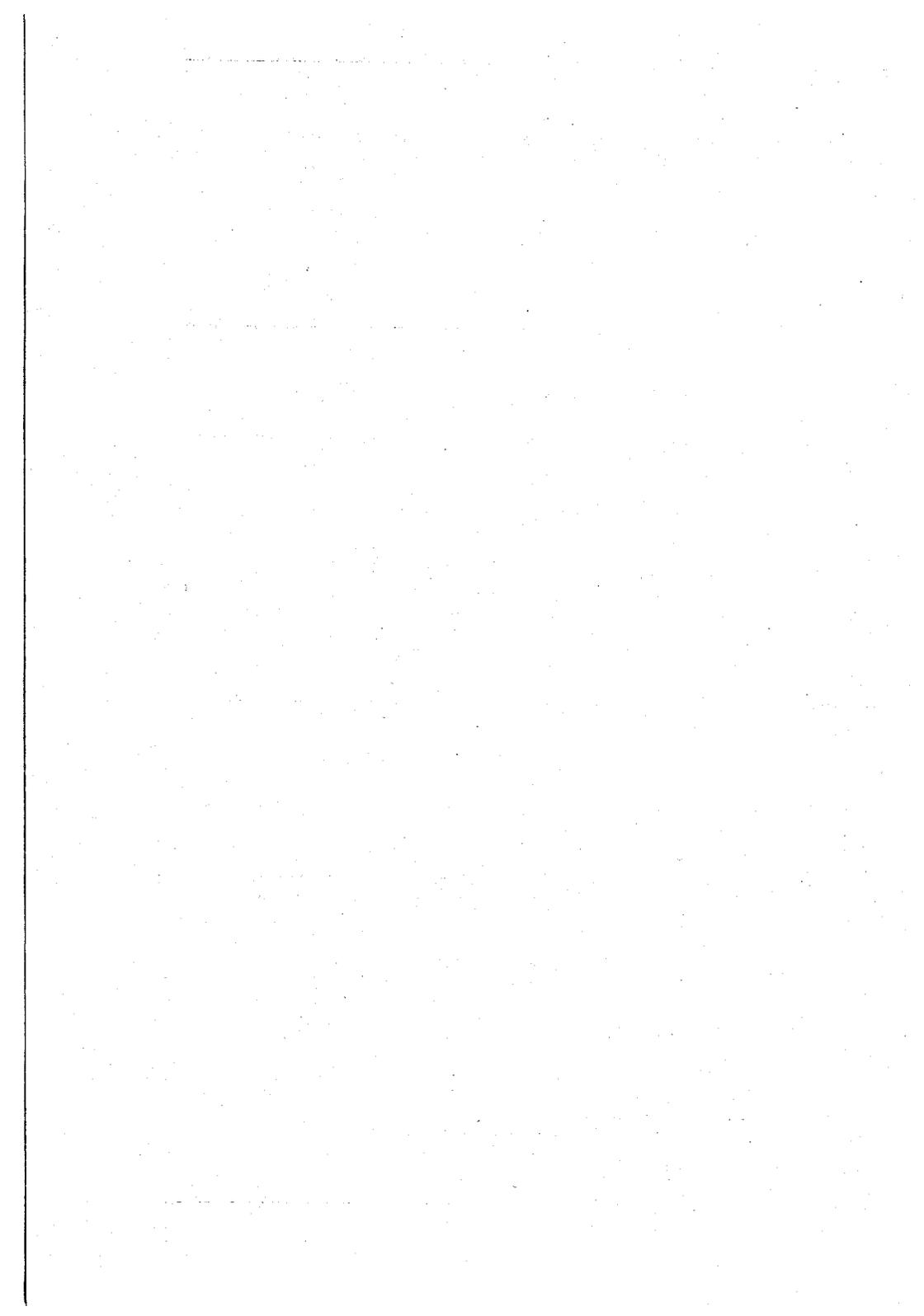
УДК 556.16.167

Изменение меженного стока р. Луги под влиянием хозяйственной деятельности. Устюжанин Б. С., Горшунова Н. В. Межвузовский сборник «Гидрологические прогнозы и расчеты», изд. ЛПИ, 1982, вып. 79, с. 90—96. (ЛГМИ).

Приведены результаты количественной оценки изменений меженного стока р. Луги у д. Воронино, ст. Толмачево и г. Кингисеппа под влиянием различных хозяйственных мероприятий, осуществляемых в ее бассейне. Характер и степень изменений стока определены по данным многолетних измерений расходов воды путем восстановления измененных величин стока по методу гидрологической аналогии.

Результаты определения изменений меженного стока р. Луги могут быть использованы при проектировании, строительстве и эксплуатации различных водохозяйственных сооружений, при составлении схемы комплексного использования и охраны водных ресурсов от истощения и загрязнения.

Табл. 2. Илл. 2. Библ. 2.



УДК 631.67:556.16

Исследование влияния орошения на речной сток в бассейне оз. Балхаш
Заводчиков А. Б. Межвузовский сборник «Гидрологические прогнозы и расчеты», изд. ЛПИ, 1982, вып. 79, с. 96—106. (ЛГМИ).

В работе использован метод, основанный на восстановлении естественного речного стока по различным характеристикам орошения (оросительной норме, возвратным водам, безвозвратным потерям, коэффициентам полезного действия оросительных систем, динамике площадей орошения во времени) и сравнении его с фактическим (наблюденным) за различные периоды лет и отдельные годы.

Табл. 1. Илл. 6. Библ. 5.

УДК 556.166/167

Расчет максимального ливневого стока с малых водосборов в горных и полугорных районах. Костко В. В. Межвузовский сборник «Гидрологические прогнозы и расчеты», изд. ЛПИ, 1982, вып. 79, с. 106—109. (ЛГМИ).

Предлагается метод расчета максимального ливневого стока, формирующегося на малых водосборах в горных и полугорных районах. В качестве основного параметра наряду с площадью водосбора используется средний уклон русел водотоков.

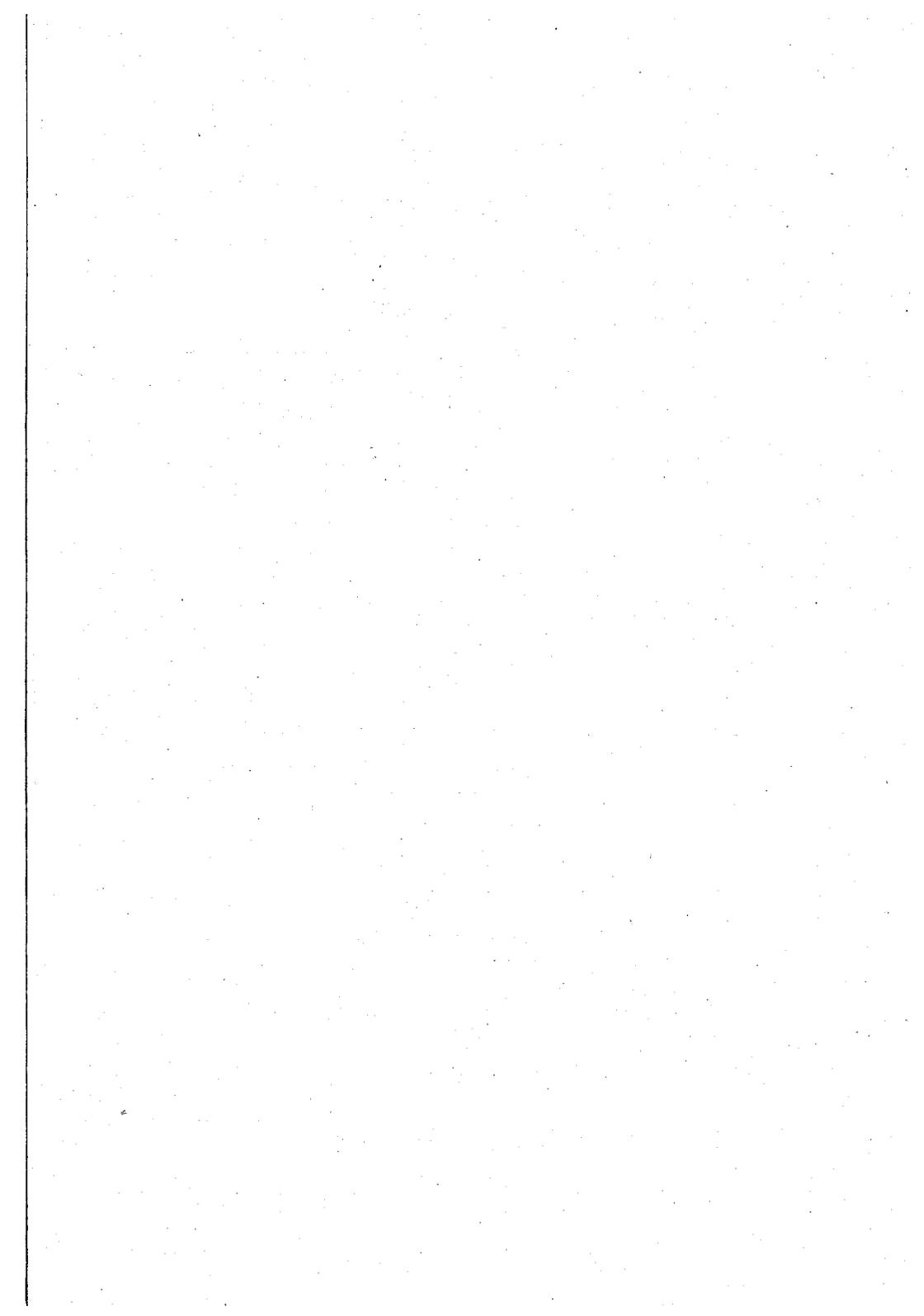
Табл. 1. Библ. 2.

УДК 556.536

Влияние потока поймы на средние на вертикалях скорости руслового потока.
Барышников Н. Б. Межвузовский сборник «Гидрологические прогнозы и расчеты», изд. ЛПИ, 1982, вып. 79, с. 109—115. (ЛГМИ).

Выполнен анализ изменения средних на вертикалях скоростей руслового потока при изменении уровней воды под влиянием потока поймы и установлено, что на форму кривых зависимостей $v_{\text{в}} = f(H)$ существенное влияние оказывает эффект взаимодействия руслового и пойменного потоков. Особенно велико влияние пойменного потока на скорости руслового при третьем — пятом типах их взаимодействия. В результате этого эпюры средних на вертикалях скоростей принимают S-образную форму.

На малых и средних реках это влияние распространяется на всю ширину руслового потока, а на больших — только на часть ширины, которая зависит от соотношения ширины, глубины и скоростей руслового и пойменного потоков, а также от угла пересечения их динамических осей.



Илл. 2. Библ. 3.

УДК 556.536

Расчет коэффициентов шероховатости пойм. Исаев Д. И. Межвузовский сборник «Гидрологические прогнозы и расчеты», изд. ЛПИ, 1982, вып. 79, с. 115—118. (ЛГМИ).

В статье приведена методика расчета коэффициентов шероховатости пойм с учетом морфологического строения расчетного участка.

Илл. 1. Библ. 3.

УДК 556.131.112

Уточнение методики расчета испарения с поверхности бассейна-эталопа площадью 20 м². Константинов А. Р., Болотов Н. И. Межвузовский сборник «Гидрологические прогнозы и расчеты», изд. ЛПИ, 1982, вып. 79, с. 118—129. (ЛГМИ).

Используется новая методика и осуществляется выбор факторов, от которых зависит испарение с водной поверхности (температура и влажность воздуха, высота стояния солнца и облачность, осадки и скорость ветра). Предлагается уточненная схема расчета среднедекадного испарения с поверхности бассейна-эталопа площадью 20 м². Ее можно использовать для достаточно точного расчета испарения с поверхности бассейна по данным наблюдений сетевых метеорологических станций.

Табл. 5. Илл. 3. Библ. 3.

УДК 556.512

Водный баланс Каспийского моря по данным наблюдений. Георгиевский В. Ю. Межвузовский сборник «Гидрологические прогнозы и расчеты», изд. ЛПИ, 1982, вып. 79, с. 129—136. (ЛГМИ).

Представлены данные по водному балансу Каспийского моря за 1880—1977 гг. При составлении водного баланса основное внимание уделено надежному определению суммарного притока к морю на основе использования результатов специально проведенных исследований по определению потерь стока в низовьях рек, а также фактических данных по стоку рек Иранского побережья, стоку малых рек и коллекторов.

Табл. 1. Библ. 6.

УДК 626:85

Методика оценки роста урожайности озимой пшеницы на богарных и мелиорруемых землях. Константинов А. Р., Перадзе Д. Н., Данилов А. Н. Межвузовский сборник «Гидрологические прогнозы и расчеты», изд. ЛПИ, 1982, вып. 79, с. 136—142. (ЛГМИ).

Описывается приближенный метод оценки будущей урожайности озимой пшеницы, который основывается на предположении сохранения в будущем относительного роста (тренда) сглаженной урожайности. Метод реализуется на примере природно-экономических районов ЕТС.

Илл. 3.

