

Проф. А. В. Огієвський

Норми розрахункових максимумів, зокрема для басейнів р. Дніпра вище Києва

Розділ I

Розрахункові максимуми і схеми для їх екстраполяції в часі¹⁾

§ 1. Два основні види розрахункових побудов

Під розрахунковими максимумами треба розуміти такі можливі для даних конкретних умов максимальні витрати, на пропускання яких повинні бути розраховані конструкції даних гідротехнічних споруд з тим, щоб імовірність ушкоджень їх від пропускання максимальних витрат була або зовсім виключена, або ж не перевищувала практично допустимих і доцільних границь.

В загальному випадку розрахункові максимуми можуть не збігатися з найбільшими спостереженими в дійсності. Це буває майже завжди тоді, коли дійсні спостереження охоплюють короткий ряд років—10—20, а в ряді випадків і при більш тривалих рядах спостережень; в таких випадках спостережені максимальні витрати не можуть гарантувати того, що ймовірність настання більш значних максимальних витрат виключається.

Коли немає даних дійсних спостережень, для знаходження можливих максимальних витрат користуються емпіричними узагальнюючими формулами²⁾ (Кочеріна, Ланге, Ішковського, Тарловського, Каравеєвського-Вовка та ін.); ці формули, за ідею їх побудови, дають розв'язки, що відповідають якимсь значенням граничних спостережених максимумів.

Найбільше апробованими з таких співвідношень, як відомо, є порайонні формули Д. І. Кочеріна; формули ці, загалом, досить добре зарекомендували себе, але в той самий час вимагають для ряду районів відповідних корективів, що відповідали б одержаним до цього часу новішим даним.

Розглядувані епіричні формули, за їх побудовою, відповідають вихідним матеріалам, які охоплюють здебільшого періоди приблизно в 15—25 років³⁾ і тому далеко не завжди дають такі величини Q_{\max} , які можуть бути прийняті за розрахункові.

Нарешті, треба згадати досить плідний підхід до визначення максимальних витрат, заснований на виконуваних в натурі вимірюваннях гідрометричних елементів потоку, що відповідають фактичному проходженню

¹⁾ Основні положення наведеного нижче викладу розділу і були розглянуті мною ще в 1933 р. і вийшли в записку, передану на початку 1934 р. до Укрдіпроводу, звідки ця записка дісталася більше поширення.

²⁾ Тут я не торкатимусь питання про обчислення максимальних витрат для дуже малих площ — порядку менше 100 км².

³⁾ Д. І. Кочеріна, Нормы наибольших расходов снеговых паводков в Европейской части Союза ССР, „Вопросы инженерной гидрологии“, Енергоиздат, 1932.

найвищих вод (які встановлюються за розпитами старожитів або за позначками високих вод); цим шляхом, що особливо успішно застосовується для малих рік, визначаються звичайно максимуми найвищі для періоду тривалістю в два-три десятки років.

Із сказаного випливає необхідність способів, особливо для випадків дуже відповідальних споруд, які дають можливість екстраполяції на більш тривалі періоди, тобто способів для визначення величин розрахункових максимумів, імовірних в перспективі більш тривалих періодів або навіть просто ймовірних верхньо-граничних максимумів, що мисляться як можлива верхня границя.

Відповідно до рекомендації Д. І. Кочеріна¹⁾ досить широке застосування для екстраполяційних обчислень розрахункових витрат в практиці наших проектуючих організацій дістало відоме співвідношення американця Фуллера, яке явно не відповідає нашим умовам; поряд з цим тепер широко використовують криві розподілу Пірсона і табличні розв'язки їх, запропоновані Фостером.

Є пропозиції і іншого характеру.

Отже, питання про побудування схеми для знаходження розрахункових максимальних витрат в загальному випадку розпадається на два такі, почасти звязані між собою, питання:

1) Питання про знаходження узагальнюючих емпіричних залежностей для окремих природних фізико-географічних районів (на основі інтерполяційних узагальнень даних безпосередніх спостережень) для знаходження ймовірних максимальних витрат Q_{\max} для тих численних випадків, коли даних дійсних спостережень немає, тобто для виконання інтерполяції в просторі.

2) Питання про побудування екстраполяційних схем для одержання величин розрахункових максимальних витрат Q_p , що в загальному випадку відповідають умові $Q_p < Q_{\max}$, тобто для виконання екстраполяції в часі; зауважмо при цьому, що в деяких випадках екстраполяційні обчислення можуть мати на увазі також знаходження розрахункового максимуму Q_p , меншого, ніж Q_{\max} (випадок мало відповідальних і тимчасових споруд).

Побудування порайонних емпіричних залежностей для максимальних спостережених витрат ми торкнемося трохи пізніше; поки що відзначімо, що основним тут є: наявність відповідних даних спостережень, належна їх оцінка і обґрутоване їх узагальнення на той або інший природний фізико-географічний район.

§ 2. Про існуючі підходи до визначення розрахункових максимумів

Способи, запропоновані для визначення розрахункових значень максимальних витрат, що відповідають будь-якій потрібній забезпеченості або що їх можна розглядати як імовірні граничні, сходять до таких:

- 1) спосіб американського дослідника Фуллера [1]²⁾;
- 2) спосіб обчислень за Фостером [2];
- 3) пропозиція Коревицького [3, 9];
- 4) спосіб Рискіна [4];
- 5) спосіб побудування кривої розподілу [6];
- 6) спосіб застосування клітчатки ймовірності [4].

Розглянемо коротко особливості кожного з названих підходів.

¹⁾ Op. cit., с. 64.

²⁾ Тут і далі цифрами в квадратових дужках позначені посилання на номер літературних джерел за списком, наведеним наприкінці статті.

1. Спосіб Фуллера. З ряду співвідношень, даних Фуллером, най-інтересніше таке¹⁾:

$$Q_{\max} = Q_{\text{sep}} (1 + 0,8 \lg T) \quad (1)$$

Тут:

Q_{sep} — середня за багатолітній період максимальна витрата в куб. фут/сек; умовнося характеристику цю звати „нормою максимальної витрати“;

Q_{\max} — максимальна з середньо-добових витрат в куб. фут/сек., яка практично збігається з Q_{\max} — максимальною секундною витратою;

T — період часу, протягом якого можна чекати настання Q_{\max} .

Найціннішим у Фуллеровських дослідженнях треба вважати таке:

1) Фуллер вперше ввів у розрахунок середньо-багатолітнє значення максимальних витрат, тобто норму максимумів;

2) Фуллер вперше дав співвідношення між Q і T , що дістало широке застосування, тобто поставив розрахункову величину Q в залежність від довжини розрахункового періоду (числа розрахункових років)²⁾.

Формула (1) Фуллера, яку він дав із сталим параметром при $\lg T$, рівним 0,8, виведена ним за дійсними даними, обробленими трохи штучно, а саме: не маючи досить довгих рядів, Фуллер розташував в один ряд спостереження по всіх ріках (американських), для яких він мав відомості, і розглядав цей ряд як спостереження по одній ріці за 1872 роки; формула (1) є округлений результат ряду співвідношень, що намітились. Немає сумніву, що параметр 0,8 повинен мати місцеве значення; це було показано мною ще в 1932 р. [7] на прикладі для р. Дніпра коло м. Києва, де замість параметра 0,8 було одержано за даними за 55—80 років параметр, рівний 1,3.

В 1933 р. в „Ізвестіях ГГІ“ була опублікована стаття П. А. Єфімовича і С. В. Тітова [8], автори якої також показали, що значення параметрів формули Фуллера, загалом кажучи, різні для різних конкретних рік.

II. Спосіб обчислень за Фостером. Спосіб, названий мною способом обчислення за Фостером, має на увазі використання таблиці

¹⁾ В недавно опублікованому перекладі книги: В. Крігер і Дж. Джестін, Гидро-електрический справочник, т. 1, Енергоиздат, 1934, — редактор перекладу інж. П. А. Єфімович вважає, що замість наведеної вище формули Фуллера, яка фігурує також в оригіналі вищезгаданої праці Крігера і Джестіна, треба базуватися відповідно до оригінальної роботи Фуллера [1] на іншій формулі Фуллера, а саме: $Q_{\max} = Q_0 (0,7 + 0,8 \lg T)$; цю формулу П. А. Єфімович і рекомендую вживати як більш правильну.

Зауваження П. А. Єфімовича ми вважаємо за помилкові як щодо можливості застосування в умовах СРСР формул Фуллера без перевірки і перерахунку їх параметрів (що цілком очевидно), так і в частині невідповідності, яку вбачає П. А. Єфімович, фігуруючої у нас і у Крігера і Джестіна формули (1) тлумаченню її в згаданій роботі Фуллера [1]; проте остання обставина жодного практичного значення не має, як це легко бачити з зіставленням обидвох розглядуваних формул Фуллера: обидві ці формули дають майже цілком збіжні співвідношення поводей різної повторності з такими неістотними розбіжностями, які жодної ролі в розглядуваному питанні не грають.

Помилковість припущення П. А. Єфімовича добре доводиться також матеріалом дискусії, присвяченій до оригінальної роботи Фуллера [1].

²⁾ За Б. Н. Рискіним, перша спроба введення T у формули для Q була зроблена ще в 1895 р. Р. Е. Horton-ом, який запропонував таку формулу:

$$Q = \frac{4021,5 T^{1/4}}{H}$$

Ця формула, проте, не дістала поширення. В 1910 р. на значення елементу часу було звернуто увагу також Allen Hasen-ом [1].

ординат кривої тривалості, складеної Фостером для кривих розподілу, що відповідають типу III Пірсона [Ш, V]; аналіз Фостера мав на увазі використання кривих розподілу для обчислення річних модульних коефіцієнтів, які відповідають будь-якій потрібній забезпеченості. Легко уявити, що коли під модульними коефіцієнтами широко розуміти відношення будь-якої характеристики стоку до її середньо-багатолітнього значення, то дані аналізу Фостера можуть бути застосовані до теоретичного побудування кривої розподілу і, отже, кривої забезпеченості, для будь-яких характеристик стоку: річні максимуми, річні мінімуми, посезонні значення стоку і т. ін.

Способ Фостера дістає у проектувальників, очевидно, дедалі ширше застосування в напрямку визначення розрахункових максимумів заданої забезпеченості [8]. Спеціальна проробка цього способу для рік України була виконана інж. Н. П. Чеботарьовим [11].

Щодо до цього способу відзначмо насамперед, що покладена в його основу теоретична модель — крива розподілу Пірсона тип III — так само формально і по суті не відповідає дійсним співвідношенням, як і крива повторності, що відповідає наведеному вище рівнянню (1) Фуллера; крива розподілу Пірсона тип III, як відомо, не обмежена з правого боку і уходить в нескінченість, тим часом, як максимуми витрат повинні мати скінчені значення. Фостер враховував неповну відповідальність типу III ходові гідрологічні явищ; цей тип він вибрав, головно, з міркувань простоти і через те, що він допускає легше розв'язання.

Як відомо, крива розподілу Пірсона тип III, за Фостером, може бути побудована теоретично, якщо знати два параметри: коефіцієнт варіації C_v і коефіцієнт несиметрії C_s ; теоретично нижня границя значення C_s така: $C_s = 2 C_v$.

Тим часом як C_v досить стійке, величина C_s може бути визначена досить точно тільки за дуже довгими рядами спостережень. Імовірна похибка C_s , якщо мати на увазі нормальній розподіл, виражається так:

$$E_{cs} = 0,67449 \sqrt{\frac{\sigma}{n}} \quad (2)$$

Для асиметричного розподілу, тобто в нашому випадку, значення E_{cs} повинне бути ще більше. Але й вираз (2) дав для різних рядів спостережень з n років такі значні величини ймовірних похибок:

n	5	10	20	50	100
E_{cs}	74,2%	52%	37%	23,4%	16,5%

тобто навіть для періоду 50 років можна чекати зменшення до 23%.

За Фостером, для кривих типу III [5] маємо практично обчислені такі середні похибки (для річних модульних коефіцієнтів при $C_v = 0,1$ і $C = 1,2$): для 20 років — 32%; для 10 років — 51%; для 5 років — 82%. Дійсні похибки для окремих випадків можуть бути в обчисленнях C_s ще далеко більші. Відзначмо, що за даними дійсних спостережень у ряді випадків, в процесі аналізу річних модульних коефіцієнтів, констатована (інж. Д. Л. Соколовським [5]) наявність обчислюваних значень C_s , що одержуються з величинами нижчими за їх теоретичні границі; це ставить під сумнів наявність дійсної строгої відповідності кривих розподілу типу III розподілові річні значення стоку, отже й розподілові інших характеристик стоку, в тому числі і максимумів.

Відзначмо ще, що, загалом кажучи, значення C_s законно повинні мати різні величини для різних конкретних умов.

В американській практиці є навіть спроби районування C .

У зв'язку з сказаним, є різка принципова різниця в застосуванні побудов Фостера для обчислення річних модульних коефіцієнтів і модульних коефіцієнтів максимумів.

Для річних значень стоку можна вважати припустимим ґрунтуватися на теоретичній граници для $C: C_s = 2C_v$, виключивши, таким чином, необхідність будьякого попереднього обчислення величин C_v . Прийнявши, що $C_s = 2C_v$, маємо для практично вживаних розрахунків (забезпеченість 80—90—95—97—99%), найменше, тобто зменшеннє, значення ординат кривої тривалості, — тобто, інакше, маємо розрахункові результати з деяким корисним запасом (коштом зменшення ймовірної величини річного стоку заданої забезпеченості).

Зовсім інше положення має місце для малих забезпеченостей — 1—10%, про які мова мовиться при розрахунках максимумів; у цьому випадку при $C_s = 2C$ матимемо зменшення розрахункових максимумів, що не може вже розглядатися як деякий корисний і обережний запас; інакше кажучи, припущення, що $C_s = 2C_v$, приводить до протилежних результатів, порівнюючи з зазначенним для річних значень стоку.

Різна гра значення C_s , якщо до того ж брати короткі ряди спостережень, як це показав ряд виконаних мною підрахунків, дає досить істотні коливання остаточних результатів.

Так, для р. Дніпра коло м. Києва, якщо взяти за розрахунковий період 1919—1930 рр., маємо такі розходження в остаточних результатах порівнюючи із значенням Q_{\max} , що відповідають $C_s = 2C$, при різних n . C_v :

Таблиця 1

№	Забезпеченість (в %)	Значення Q_{\max} в $m^3/\text{сек}$					Розходження в %			
		$n = 2$	$n = 3$	$n = 4$	$n = 5$	$n = 6$	$n = 3$	$n = 4$	$n = 5$	$n = 6$
1	0,1	19 400	22 000	24 209	26 000	27 600	12,5	25,0	3,0	41,7
2	1,0	15 000	15 000	16 800	17 500	18 000	5,0	12,4	16,7	20,2
3	3,0	12 400	12 800	13 300	13 400	13 600	3,3	7,0	7,5	8,9
4	5,0	11 400	11 700	11 800	11 800	11 800	2,5	3,5	3,5	4,0

— тобто варіювання C_s в границях $C_s = 2C_v$ і $C_s = 6C_v$ дає різниці в остаточних результатах до 42% для $p = 0,1$; різницю в 20,2% — для $p = 1,0\%$ і т. ін.; ці різниці практично незначні тільки для $p = 3\%$ і $p = 5\%$.

В умовах р. Дніпра коло м. Києва на протязі з 1845 до 1931 р., тобто на протязі 86 років, мали місце такі високі максимуми:

Таблиця 2

Рік	Q_{\max} в $m^3/\text{сек}$	Забезпеченість (%)	Ймовірність (1 раз за скілька років)
1931	24 000	0,58	172
1845	20 200	1,72	58
1917	175 000	2,9	34,5
1877	17 000	4,05	25
1908	13 500	5,2	19,2

За інтерполяцією одержуємо для забезпеченості в 1% приблизно $Q = 22200 \text{ м}^3/\text{сек}$. Інакше кажучи, якщо брати $C_s = 2C_v$, то одержуємо, що теоретично $Q_{\max} = 19400 \text{ м}^3/\text{сек}$ має ймовірність в $\frac{1}{1000}$, а практично — майже

один раз за 50 років; при $C_s = 3C_v$ — теоретично $Q_{\max} = 22000 \text{ м}^3/\text{сек}$ має ймовірність один раз на 1000 років, а практично приблизно 10 раз на 1000 років, тобто 1 раз на 100 років.

З другого боку, витрати за фактичними даними, забезпечені на 3% (2,9%), так само як і на 1,72%, ми вважали теоретично не одержуємо, бо теоретично, навіть при $C_s = 6C_v$, для $p = 3\%$, маемо усього тільки $Q_{\max} = 13600 \text{ м}^3/\text{сек}$, тобто на 33% менше фактично спостереженого (1917 р. — 17000—18000 $\text{м}^3/\text{сек}$).

Якщо взяти для р. Дніпра коло м. Києва тривалий цикл спостережень — 1852—1932 рр., а всього 81 рік, то одержимо:

$$C_v = 0,564; Q_0 = 6742 \text{ м}^3/\text{сек}$$

Тоді остаточні результати обчислень будуть такі:

Таблиця 3

Забезпеченість (в %)	Q_{\max} за Фостером				За обчисленими на основі фактічних даних	Різниці в %			
	$C_s = 2C_v$	$C_s = 3C_v$	$C_s = 4C_v$	$C_s = 5C_v$		$C_s = 2C_v$	$C_s = 3C_v$	$C_s = 4C_v$	$C_s = 5C_v$
0,1	24 507	25 703	30 606	33 730	—	—	—	—	—
1,0	18 539	19 820	20 832	21 641	22 200	-16,4	-10,8	-6,2	-2,5
3,0	14 832	15 775	16 112	16 247	17 000	-12,8	-7,2	-5,2	-4,5
5,0	13 551	14 292	14 427	15 101	13 240	+2,3	+0,4	+9,0	+21,5

В цьому випадку ми бачимо, що при $C_s = 5C_v$ має місце досить добрий збіг як обчислених, так і взятих за дійсними спостереженнями значень Q_{\max} . Графік значень C_s дає різниці до 16,4% і навіть до 21,5%.

Як другий приклад, наведімо обчислення по р. Сожу коло м. Гомеля. При періоді спостережень з 1900 по 1933 р. маємо для 33 років:

$$C_v = 0,669, Q_0 = 2334 \text{ м}^3/\text{сек}$$

Елементи результатів обчислень дано в табл. 4:

Таблиця 4

$p\%$	Q_{\max} за Фостером			За факт. даними	Різниця в %		
	$C_s = 2C_v$	$C_s = 3C_v$	$C_s = 4C_v$		$C_s = 2C_v$	$C_s = 3C_v$	$C_s = 4C_v$
0,1	9 603	11 757	13 117	—	--	—	—
1,0	7 352	8 029	8 542	6 500	+12,8	+23,5	+31,4
3,0	5 893	6 338	6 282	5 665	+4,0	+11,2	+10,0
5,0	5 321	5 482	5 482	5 112	+4,0	+7,2	+6,8

З даного прикладу бачимо, що для забезпеченості в 1% спосіб за Фостером дав перебільшення спостережених витрат навіть при $C_s = 2C_v$, а при $C_s = 4C_v$ — перебільшення на 31,4%. Для забезпеченостей в 3 і 5% найкращий збіг результатів обчислень з дійсністю маємо при $C_s = 2C_v$.

Виконані мною підрахунки по ряду інших пунктів системи р. Дніпра показали, що добрий збіг з дійсністю буває при різних значеннях C_s , від $C_s = 2C_v$ до $C_s = 6C_v$.

Таким чином викладене показує, що навіть при $C_s = 6C_v$ ми не гарантовані від примінення (Київ) ймовірних максимальних витрат на величини до 33% і навіть більше для забезпеченостей від 3% до 0,1%, тобто саме для забезпеченостей, які треба вважати можливими для якнайчастішого їх застосування; так само нема гарантії і від зайтих перевбільшень, порядку до 30% (Гомель).

Вище ми розглянули труднощі, що виникають при використанні таблиць Фостера для обчислення Q_{\max} , що випливають з властивостей параметра C_s .

Другим важливим моментом в загальній оцінці розглядуваного підходу є те, що в остаточних розрахунках, як і у Фуллера, тут вводиться величина Q_o — норма максимальних витрат. Оскільки має місце співвідношення:

$$Q_{\max} = K \cdot Q_o,$$

де K — модульний коефіцієнт, що визначається за таблицею Фостера, — та або інша похибка у визначенні величини Q_o повинна входити без усякої зміни в остаточний результат. З цього погляду інтересне питання, — яка ж стійкість величин Q_o ?

Дуже тривалі спостереження по р. Дніпру кело м. Києва дають щодо цього, наприклад, такі цифри, навіть коли оперувати досить довгими рядами:

Таблиця 5

Періоди	Число років	Q_o	Різниця проти норми за весь період спостережень	
			абс.	в %
1877—1888	12	7 800	+ 1058	+ 15,6
1889—1900	12	6 560	- 182	- 2,7
1901—1912	12	6 320	- 422	- 6,7
1913—1925	12	7 210	+ 468	+ 6,9
1919—1930	12	5 800	- 942	- 14,0
1852—1932	81	6 742	—	—

тобто при взятих 12-літніх періодах похибки можуть бути порядку до 16%. За мноїми мною підрахунками і для інших пунктів виявляється, що при діжні розрахункових періодів в 10—12 років похибки можуть бути порядку 10—20%.

Таким чином при застосуванні кривих розподілу Пірсона, а саме — типу III (на основі розв'язку, запропонованого Фостером), до обчислення ймовірних максимальних витрат певної забезпеченості, треба мати на увазі такі моменти:

а) Не доведена відповідність кінцевих дільниць кривої типу III природному розподілові максимальних модулів, що, загалом кажучи, може приводити до призменшення або перебільшення результатів.

б) Є неозначеність у виборі належного значення C_s ; можливі коливання значень C_s можна оцінити, очевидно, в границях від $2C_v$ до $6C_v - 8C_v$, що повинно давати досить істотні коливання в остаточних результатах. Теоретично обчислені значення C_s , при довжині рядів до 50 років (як це є в практиці), в силу особливостей цього параметра зовсім не можна розглядати як такі, що близько відповідають дійсності.

в) Джерела можливих похибок при застосуванні розглядуваного способу, загалом кажучи, можуть бути такі:

1) похибки у визначенні „норми“ максимуму (порядку до 20%);

2) похибки від невідповідності вибраного значення C_s дійсному (до 30%);

3) Похибки від невідповідності типу III фактичному законові розподілу.

Можливе підsumування цих похибок може приводити до результатів, що зовсім не відповідають дійсності, а оскільки похибки можуть мати знак мінус (призменшення) — то їй недопустимих.

Із сказаного є сумнівною, як і для способу Фуллера, практична доцільність диференції розрахункових витрат Q_{\max} за різними ступенями забезпеченості.

Отже стрункість і визначеність розв'язку при застосуванні розрахункових даних Фостера, що випливає нібито з загальної теорії кривих розподілу, по суті є значною мірою фіктивними; при зовнішній закінченості розрахункової схеми встановлена вище можливість великих (і при тому від'ємних) похибок, обумовлених самою суттю розрахункової схеми, зовсім не дає права розглядати одержувані розрахункові результати як єдиний розв'язок і єдину відповідь; тим часом ця остання обставина за зовнішнім виглядом нібито повинна була б вигідно відрізняти розглядувану схему від широко практикованих досі звичайних способів перехресних зіставлень, виконуваних різними шляхами, відповідно до умов окремих конкретних випадків.

Очевидно, для можливості більш обґрутованого практичного застосування результатів побудов Фостера до питання про обчислення Q_{\max} треба було б в першу чергу виконати детальніше дослідження закономірностей і мінливості параметра C_s . Очевидно, можна було б встановити розрахункові критерії для вибору $\frac{C_s}{C_v}$ (якщо мати все таки достатньої довжини ряди спостережень), виходячи з зіставлень даних обчислень з даними спостережень, але навряд чи це можна виконати за теоретичними підрахунками величин C_s .

Отже, ідея і загальна схема побудов для обчислень Q_{\max} за таблицями Фостера (збігаючись принципово з побудовами Фуллера — введення в розрахунок норми максимумів, введення в розрахунок T , наявність двох змінних параметрів), не має жодних переваг перед побудовами Фуллера з погляду теоретичної моделі, покладеної в основу всієї розрахункової схеми; в обох випадках постулюється принципово невірне положення про можливість нескінченно великих значень Q_{\max} при T , що прямує до нескінченості.

III. Пропозиція Коревицького. Л. Коревицький [3], загалом кажучи, вважає, що розв'язання розглядуваної проблеми — визначення можливої граничної максимальної витрати, — строго кажучи, неможливе, „пока ми ще не являемся хозяевами в області екстраполірования материалов всякого рода“. Пропонований ним спосіб він вважає тільки орієнтовним розв'язанням питання. В основі його пропозиції лежить

таке положення математичної статистики (за проф. Романовським)¹⁾, що має назву „правила трьох сигм“:

„Для всякої совокупності 90 или более процентов членов ее имеют такие значения аргумента, которые отклоняются в ту или другую сторону от его средней арифметической не больше, чем на утроенное среднее квадратичное отклонение его“.

Позначмо: \bar{x} — середнє арифметичне, $\sigma(\bar{x})$ — середнє квадратичне відхилення; тоді для верхньої границі L — максимальної витрати, за Коревицьким, можна написати:

$$L = \bar{x} + \sigma(\bar{x}) + 3 \{ \sigma(x) + \sigma[\sigma(x)] \} \quad (3)$$

Розглянені Л. Коревицьким приклади показують, що значення L дав витрати, які перевищують спостережені, але не в усіх випадках; а саме, при короткому ряді, що відповідає 5—6 рокам і при тому випадково не включає значних витрат, величина L може бути одержана менша дійсної спостереженої. Порядком грубого наближення Л. Коревицький вважає можливим для визначення критерію достатності ряду виходити з співвідношення спостережених найбільшої і найменшої витрат; якщо це співвідношення більше 2,5, то обчислюти L можна; якщо ж менше 2,5 — то результат обчислень може виявиться незадовільним; при числі років, більшим за 10, Л. К. Коревицький вважає перевірку за зазначенним критерієм зайвою, а довжину такого ряду для обчислення величини L — достатньою.

IV. Спосіб Рісکіна. Суть пропозиції Б. Я. Рісکіна [4] така. Якщо мати досить довгий ряд спостережень $Q = f(T)$, у вигляді хронологічного графіка (або таблиці) спостережених максимумів, то з цього ряду можна послідовно розглянути спочатку 2 роки, далі 3, 4 і т. д., що йдуть в хронологічному порядку. З таких послідовних комбінацій років можна далі вибирати фактичні найбільші значення Q_{\max} , які Б. Я. Рісکін позначає через Q_{mi} де індекс i відповідає числу років у взятій групі (2, 3, 4, і т. д.). Виборка робиться, за Рісکіним, починаючи з самого маловодного року; якщо, наприклад, до групи з трьох років потрапляє якийнебудь рік з дуже високим максимумом Q_{ms} , то для дальших груп ця висока витрата Q_{ms} , вводиться в розрахунок доти, доки в якісь комбінації з n років, що йде хронологічно, не буде максимуму Q_{mn} , більшого, ніж Q_{ms} . За вибраними згідно з зазначенням вище послідовними парами значень Q_m і t , де t — число років спостережень, будуться далі графік $Q_{mi} = f(t)$, який показує, що в міру збільшення числа років спостережень розміри максимальної витрати зростають так, що спочатку ріст цей значний, а далі сповільнюється і виявляє прямування до якоїсь скінченної границі.

Виходячи з зазначеного графіка, Б. Я. Рісکін знаходить граничне значення Q_{\max} шляхом виконання відповідних графічних побудов.

Б. Я. Рісکін, на основі зроблених ним підрахунків, вважає, що для наближення до величини гранично-можливого максимуму з точністю до 15%, треба мати коло 50 років спостережень (для р. Сир-Дар'ї).

Описаний спосіб Б. Я. Рісکіна, як бачимо, включає в собі ряд елементів індивідуальної довільноті; ця довільність має місце, поперше, в самій побудові функції $Q_{mi} = f(t)$, бо вигляд цієї функції може бути різний, залежно від того, як іти від узятого мінімуму — вправо або вліво; широке, призначення розрахункової „объемлючої лінії“ також виконується за індивідуальними міркуваннями.

¹⁾ Романовский, Элементарный курс математической статистики, Ташкент, 1927.

Отже, єдина перевага описаних побудов, хоч би перед способом Фуллера, яка полягає в наявності кінцевої границі для Q_{\max} , зважуючи на тільки формальною.

V. Використання кривих розподілу і клітчатки ймовірності. Способ безпосередньої побудови емпіричної кривої розподілу з метою дальших екстраполяційних обчислень, вадто складний для звичайного практичного його використання. Такий спосіб, наприклад, застосований був Дніпробудом для визначення ймовірного граничного значення Q_{\max} для р. Дніпра у село Лоп'янської Кам'янки [6].

Крім складності підрахунків за емпіричними кривими розподілу, в цьому випадку є також деяка наближеність і довільність остаточного розв'язку, в наслідок трудності добору теоретичного виразу до одержаного емпіричного побудування і неможливості забезпечити ідеальний їх збіг.

Клітчатка ймовірності була широко введена в ужиток для різних побудувань в Америці Allen Hasen-ом і Foster-ом.

B. Я. Ріскін вважає, що використання клітчатки ймовірності для графічної екстраполяції спостережених максимумів може служити одним з важливих, досить певних, шляхів для визначення ймовірного граничного максимуму. Під клітчаткою ймовірності розуміють клітчатку, побудовану так, що трудні для побудування і обчислень криві розподілу максимумів, які в цьому випадку приймаються за досить близькі до нормальних кривих Hauss-a — Laplas-a, на такій клітчатці зображаються у вигляді прямої лінії, або, вірніше, лінієк, близькою до прямої.

В даному випадку верхньої границі можливого максимуму немає так само, як у способі Фостера, іншою інтерпретацією якого, по суті, є клітчатка ймовірності.

Загальна ідея застосування клітчатки ймовірності, як це видно із сказаного, ідентична ідеї і побудуванням Фуллера.

§ 3. Побудування пропонованої розрахункової схеми

З викладеного видно, що розглядені способи обчислення розрахункових максимумів можна розбити на дві, принципово різні, групи.

До першої групи можна залисти способи Фуллера і за Fosterом, спосіб застосування клітчатки ймовірності, способ застосування кривої розподілу; усі ці способи, що різняться один від одного по суті тільки технікою оформлення і ідентичні суттю, мають на увазі можливість обчислення максимальних витрат, що відповідають різним градаціям забезпеченості: цими способами може бути звісненій переход від спостережених максимумів, що охоплюють більш-менш довгий ряд, до максимумів будьякого ступеня забезпеченості.

До другої групи способів можна залисти способ Коревицького і способ Rісківа; ця група способів має на увазі обчислення на основі більш-менш довгих рядів фактичних спостережень, порядку починаючи з 10 років для способу Коревицького і коло 50 років для способу Rіскіна, максимальних витрат граничного значення, тобто таких, які дають ймовірну кінцеву верхню границю можливих максимумів.

Прийоми виділено вище першої групи способів, що дають різні максимальні витрати для різних забезпеченостей, припускають, очевидно, що для різних споруд доцільно брати для розрахунку максимальні витрати, які відповідають різній можливій ймовірності їх настання; для більш відповідальних споруд треба брати витрати, що мають меншу ймовірність, для менш відповідальних споруд — витрати з більшою ймовірністю, тобто з можливістю повторення їх на більш коротких відрізках

часу. Друга група способів, відмінно від першої, розглядає тільки гранично можливі максимальні витрати, поза яким би не було зв'язком їх з їх забезпеченістю, тобто з ймовірністю їх настання.

Спинімось коротко на оцінці цих двох, в корені різних, ідей.

Можна вважати, що поняття про максимальну витрату тої або іншої забезпеченості практично і теоретично не зв'язуються з поняттям про величину граничної, фактично потрібної для розрахунків, максимальної витрати.

1. Поперше, припущення про рівномірність розподілу паводків і поводій по періодах, що лежить в основі розрахунків щодо забезпеченості, не відповідає дійсності; жодних закономірностей щодо цього виявити не можна. Тому ніяк не можна ручатися за те, що намічений проектувальником термін служби споруди T_1 не виявиться частиною другого більшого періоду T_2 і при тому такою частиною, на яку припадає паводок, що відповідає не періодові T_1 , а періодові $T_2 > T_1$, тобто в такому випадку розрахунковий паводок Q_T може виявитись меншим, ніж дійсний Q_{T_1} . Інакше кажучи, навряд чи можна ручатися, що рахування років і періодів у природі почнеться саме з моменту будування запроектованої споруди; може виявиться, що, наприклад, другий рік служби споруди буде 102 з погляду рахування періодів повторюваності паводків і поводій на даній ріці, і тим самим споруда, розрахована, припустімо, на 50-літню службу (і на максимум з повторюваністю один раз на 50 років), може бути зруйнована на другий же рік свого існування максимумом, імовірним в перспективі один раз на сто і більше років.

З цього погляду, якщо мати на увазі саму тільки дану споруду, навіть вибір величини T або значення забезпеченості, які чимало перевищують намічений термін служби споруди, не можуть гарантувати від несподівано великих і руйнуючих паводків, як це правильно констатує і В. Я. Pickін.

2. Трохи інше тлумачення можна дати величині T у формулі Фуллера або поняттю забезпеченості при розв'язаннях за Фостером, якщо виходити з, так би мовити, „страхового“ погляду, тобто якщо мати на увазі досить велику кількість проектированих і будованих споруд і при тому на різних ріках і в різних районах. В цьому випадку, якщо, наприклад, прийняти для всіх споруд величину $T = 100$ років, то цим ніби можна гарантувати, з певною долею ймовірності, що при досить великому числі споруд, в середньому на рік буде руйнуватись не більше, як одна з кожної сотні споруд. Якщо мати на увазі таке поставлення питання, то тут вже можна було б зробити розрахунок, що вигідніше: чи будувати всі споруди з ще більшим запасом, тобто дорожче, або свідомо йти на щорічну втрату деякої частини дешевих споруд.

Проте, змальований „страховий“ погляд навряд чи можна визнати раціональним з таких міркувань: поперше, він, загалом кажучи, може бути виправданий лише при наявності величезного будівництва, що налічує багато десятків, а можливо й сотен об'єктів, і подруге, що ще важливіше, насправді далеко частіше (як це спостерігається, наприклад, в умовах, УСРР) ми маємо одночасне поширення надзвичайно високих поводей (і навіть паводків) на досить великі райони; в цьому останньому відношенні відзначамо, наприклад, 1931 рік, який дав катастрофічні максимуми по ряду великих рік Верхнього Дніпра і по самому Дніпру, і 1932 рік, який дав катастрофічні максимуми на цілому ряді рік Лівобережжя і Правобережжя Середнього Дніпра; отже, з цього останнього погляду далеко більше ймовірним було б припустити можливість одночасного руйнування цілих груп, а не окремих споруд; інакше кажучи, і при „страховому“ підході лишаються в силі усі наведені вище загальні

міркування про умовність і неконкретність разрахункових максимумів, що відповідають різним забезпеченостям.

З. Нагадаємо далі, що існуючі підходи до обчислення максимальних витрат різної забезпеченості, як це було встановлено вище, по самій суті своїх побудов дають лише настільки наближені величини, що можливі похибки кожної з одержуваних витрат, які відповідають тій або іншій забезпеченості, можуть значно перевищувати одержані різниці у величинах витрат для окремих послідовних градацій забезпеченості; особливо великих похибок можна чекати для мало вивчених рік, з малими циклами спостережень.

4. Треба відзначити, нарешті, що й саме статистичне поняття забезпеченості, в застосуванні до розглядуваних явищ, має значною мірою фіктивне і тільки формальне значення.

Справді, хай мавмо низхідний ряд максимальних витрат; хай найбільший член цього ряду відповідає дійсно катастрофічній величині максимальної витрати, що була в останній рік розглядуваного періоду; хай забезпеченість цієї витрати дорівнює r_1 . Якщо тепер обірвемо ряд спостережень на передостанньому році розглядуваного періоду, але залишимо те саме число років, збільшивши дані на один рік перед початком розглядуваного періоду, то забезпеченість нового першого члену ряду, який багато може поступатись своєю величиною виключеному з розгляду, лишиться така сама, тобто дорівнюватиме тому самому r_1 . Інакше, фактичне значення забезпеченості визначається тільки числом членів в ряду і нумером даного члена в ряді, поза аналізом ходу явищ по суті в зв'язку з фізичною оцінкою конкретної своєрідності даного явища¹⁾). З цього останнього погляду, наприклад, два однакові за числом членів ряди річних максимумів по двох якихнебудь пунктах УСРР, але взяті так, що перший з цих рядів не буде включати 1932 р. (тобто рік катастрофічно високих максимумів), будуть для своїх перших членів (розміщених в низхідному порядку), давати одну і ту саму забезпеченість, тим часом як у першому з цих рядів перший член відповідатиме просто високій поводі, можливо порядку один раз на 10—15 років, а в другому ряді перший член, формально з тою самою забезпеченістю, буде насправді катастрофічно високою витратою, дуже близькою до можливої граничної.

Подібні випадки ми вже розглядали вище; такий приклад ми мавмо також по р. Дніпру: без поводі 1931 р. для періоду 1852—1930 рр. тобто для періоду в 79 роках, максимальна витрата 1917 р., рівна $17500 \text{ м}^3/\text{сек}$, має забезпеченість в 0,63%, тобто ймовірність настання Π — один раз на 158 років; з прийняттям до розрахунку поводі 1931 р. максимум 1931 р., рівний $23000—24000 \text{ м}^3/\text{сек}$, дістасе близьку ймовірність в $r = 0,62\%$, тобто один раз на 162 роки, тим часом як ймовірність максимуму в 1917 р. стає рівною 1,87%, тобто один раз на 53 роки.

Отже, значення спостереженої забезпеченості максимальних витрат, що одержуються статистично за короткими рядами спостережень, які здебільшого є в наявності, не відповідають по суті дійсним характеристикам забезпеченості цих максимальних витрат; статистична оцінка може дати, наприклад, забезпеченість в 5%, а насправді така витрата буде гранично-катастрофічною, і навпаки.

¹⁾ Це не стосується до „математичної“ забезпеченості, яку одержуємо при побудуванні математичної кривої розподілу, де нумер того або іншого члена в ряді не грає жодної ролі; проте, як це було показано вище, і математична забезпеченість ніяк не гарантує від істотних невідповідностей дійсності.

Нарешті, можна відзначити, що й саме обчислення статистичної за-
безпеченості для крайніх членів досить умовне; як відомо, в дві системи
обчислень: 1) за формулою $p = \frac{m - 0,5}{n} \cdot 100$ і 2) за формулою $p = \frac{m - 1}{n - 1} \cdot 100$;
перший вираз — формула американських гідрологів — дав досить істотні
рóżodження з другим, чисто статистичним.

Тут, вважаємо ми, не зайде буде відзначити, що наші міркування
мають на увазі самі тільки максимальні витрати. В застосуванні до виз-
начення середньо-річних витрат для посушливих років спосіб Фостера
дає цілком іншу картину, як це відзначалось вже раніше; в цьому остан-
ньому випадку мова мовиться про знаходження модульних коефіцієнтів
для нижніх границь забезпеченості порядку 80—90%. В цьому випадку
відшукуються, отже, витрати, нижче яких виключається можливість па-
дання розрахункових витрат в перспективі того або іншого розрахунково-
го періоду років. Якщо це падання витрат матиме місце в першому ж
або в другому році експлуатації споруди, то це не спричиниться до
зруйнування споруди і не викличе жодної катастрофи, не передбаченої
водно-гospодарським планом підприємства; з другого боку, дедалі вищі
витрати, інші та, що відповідає розрахунковій забезпеченості, дійсно за-
безпечують правильне використання споруди (водосховища), поза залеж-
ністю від конкретних характеристик їх величин по окремих роках (скід)
в багатолітній перспективі, що враховується розрахунковими даними.

§ 4. Пропонована схема розрахункових максимумів

Виходячи з усього сказаного вище, я вважаю, як про це я згадував
вже вище (розглядаючи спосіб Фостера), що використання детальної диференціації поняття забезпеченості для обчислень максимальних витрат
неплідне і нерациональне; в застосуванні до розглядуваних випадків,
поняття забезпеченості дає тільки формальну градацію можливих макси-
мумів, що не відповідає в своїх підрозділах точності вживаних методів,
позбавлену в зв'язку з цим реального і конкретного змісту і до того ж
цилком одірану від конкретної своєрідності розглядуваного явища в умо-
вах тих або інших окремих особливостей фізико-географічного комплексу.
З останнього погляду розглядували підходи (тобто ті, які мають на
увазі детальну диференціацію розрахункових максимумів), можливо,
правильніше буде оцінити не тільки як неплідні, але як просто шкід-
ливі, що затемнюють суть явищ і механічно їх схематизують за склад-
ними і не вправдованими практикою моделями.

Я вважаю, що поняття розрахункової максимальної витрати може бути
визначено як відповідне такій максимальній витраті, яка для даних
окремих умов імовірна як практично гранична і при тому в будь-який
з років в перспективі досить довгого періоду років, порядку 50—100.
Дано особливо видатних щодо відповідальності споруд, для перестраху-
вання їх від руйнувань (аналогічно до більш значного запасу міцності
в інших дуже відповідальних інженерних спорудах) відзначена вище нормальна
розрахункова максимальна витрата може бути підвищена (за особ-
ливими спрощуваннями правилами); на цю підвищену витрату доцільно та-
кож перевіряти її звичайні відповідальні споруди, але при припущеннях
крайнього напруження в роботі водосховищних споруд, навіть з можливістю
місцевих пошкоджень (без руйнування усієї споруди); так само, для мало-
відповідальних споруд нормальний „запас міцності“ розрахункової гра-
нично-максимальної витрати, по суті, мало імовірної, може бути знижений
(також на основі особливих правил), якщо риск, що споруда може бути
зруйнована в більші ж роки після її збудування, допусканий і вправ-

дується економічними міркуваннями, що, очевидно, може мати місце дуже рідко.

Отже, можна намітити і запропонувати три такі поняття:

1) „Нормальна розрахункова максимальна витрата”, що відповідає практично ймовірній граничній витраті і, як правило, взагалі гарантує споруду від руйнування; на цю витрату виконується розрахунки для усіх відповідальних споруд.

2) „Гранична розрахункова максимальна витрата”, дуже мало ймовірна в перспективі дуже тривалого ряду років порядку кількох століть, або інакше, практично майже неймовірна і мислима як можлива звідома границя; на цю витрату повинен виконуватись розрахунок для виключно відповідальних споруд, а також перевірочний розрахунок, з припущенням граничного напруження в роботі скідних споруд, для взагалі відповідальних споруд.

3) „Полегшена” розрахункова максимальна витрата, знижена проти нормальної розрахункової витрати так, що ймовірність (хоч і мала) настання більш високих витрат не виключається; на цю витрату припустимо виконувати розрахунок для тимчасових та не відповідальних споруд.

В переводі на умовну, як відзначалося, мову статистичних понять, можна вважати, що вказанім трьом градаціям розрахункових максимумів можуть відповідати такі забезпеченості: нормальний розрахунковий максимум — забезпеченість в 1% або 2% (один або 2 рази на 100 років), 2) граничний розрахунковий максимум — забезпеченість в 0,1 або 0,2% (один раз на 1000 або на 500 років) і 3) полегшена розрахункова максимальна витрата — забезпеченість в 5% (один раз на 20 років) або в 3% (один раз на 33 роки).

Прийняття таких умовних статистичних характеристик для намічених трьох градацій розрахункових максимальних витрат можна пояснити так.

Очевидно, що граничний розрахунковий максимум повинен мати умовну статистичну ймовірність дуже малого порядку, яка практично відповідає фактічній неможливості настання такого розрахункового максимума; обидві вибрані градації забезпеченості — 0,1 і 0,2% — відповідають розглядуваному положенню; переважний вибір однієї з цих забезпеченостей для потреб розрахунку можна обумовити додатковими моментами для обставин кожного конкретного випадку розрахунку, залежно від надійності спостережених максимумів і від ступеня відповідальності споруди.

Забезпеченості в 1% і 2% дають витрати, по суті дуже мало ймовірні і, як правило, дуже рідко спостережені або тільки лише близькі до виключно високих спостережень катастрофічних максимумів; це саме, на нашу думку, добре відповідає поняттю нормального розрахункового максимуму. Нарешті, для полегшених розрахункових максимумів забезпеченість в 3 і 5% вибрана значною мірою умовна, але все жаси як така, що дає максимуми, які рідко трапляються, практично з незначною ймовірністю.

Намітивши наведену схему, розглянімо тепер можливі способи визначення розрахункових максимальних витрат для всіх трьох виділених вище градацій, маючи на увазі, що схема ця повинна бути по змозі проста.

Нормальна розрахункова максимальна витрата, може, очевидно, бути визначена, для умов даного пункта, за даними дійсних спостережень тільки тоді, коли спостереження ці охоплюють дуже довгий ряд, порядку близько 50 років і навіть більше.

Так буде стояти питання, якщо керуватися тільки чисто статистичними міркуваннями, відійшовши від аналізу характеристик фізико-географічного комплексу цілого даного району. Якщо, проте, розгляdatи даний пункт не ізольовано від інших, що перебувають у цьому самому басейні, або на басейнах суміжних аналогічних рік, то в умовах рівнинного ландшафту і більш короткі ряди спостережень, зіставлені з загальною обстановкою в басейні і в даному природному районі взагалі, можуть дати дані про витрати, близькість яких до гравічно-ймовірних буде очевидна. Так, наприклад, по р. Сейму, притоці р. Десни, в безпосередні спостереження тільки за період 1925—1935 рр., тобто за 10 років. Проте, витрату 1931 р. для цієї ріки с дуже великою ймовірністю можна розглядати як дуже близьку до ймовірної граничної, бо в 1931 р. за спостереженнями за дуже довгий час ми мали для всього басейну Верхнього Дніпра, в тому числі для Десни, умови, що відповідають формуванню видатних, надзвичайно високих максимумів, близьких до граничних. Так само в 1932 р. для ряду рік Правобережжя, що мають спостереження за 15—20 років, очевидно, мали місце максимальні витрати близькі до ймовірно-граничних, бо ці витрати в кілька разів перевищили всі раніше спостережені і що важливіше, спричинили ряд таких катастроф, які не спостережені і не зареєстровані в ряді попередніх десятиліть.

Якщо виходити з наведених вище міркувань, то достатньою основою для знаходження нормальних розрахункових максимальних витрат можуть служити (в умовах рівнинного ландшафту) масові матеріали по максимальних спостережених витратах, зареєстровані на ряді різних басейнів, об'єднаних за принципами їх природного фізико-географічного районування. Якщо такі дані досить обережно обробити, а саме брати на увагу з окремих груп точок тільки крайні або, інакше, будувати не середні, а огинаючі криві зв'язку між максимумами і площами басейнів, що визначають їх, то одержувані розрахункові співвідношення матимуть ще більш певно виражений характер ймовірних граничних, тобто таких, які дають нормальні розрахункові значення максимальних витрат; ми вважаємо також, що крім величин площ басейнів, до розрахунків треба залити ще й інші діючі фактори.

Цілком закономірні співвідношення у таких узагальнюючих побудуваннях були близькуче показані вперше інж. Д. І. Кочеріним, який в результаті своїх плідних досліджень дав узагальнені розрахункові формули для обчислень ймовірних граничних максимальних витрат по всій території Європейської частини СРСР, районованої ним на ряд природних фізико-географічних областей. Отже, побудови типу Д. І. Кочеріна, на нашу думку, досить правильно й доцільно розв'язують задачу про емпіричні співвідношення для находження нормальних розрахункових максимумів. Зрозуміло, що побудови ці, які ґрунтуються на емпіричному матеріалі, повинні коректуватися в міру розширення об'єму цього матеріалу, тобто в міру накопичення нових даних за спостереженими максимумами; початкової ідеї Кочеріна це, проте, ніяк не порушує; зрозуміло також, що треба робити спроби заводити до обрахунку, крім величин площ басейнів, ще інші діючі фактори, як, наприклад, конфігурацію басейну, розвиток його гідрографічної сітки, похил бассейну тощо.

Отак розв'язується, на нашу думку, питання про співвідношення для визначення нормальних розрахункових максимумів.

§ 5. Побудування екстраполяційної схеми для Дніпра за інші Києва

Розглянемо тепер питання про вибір граничних розрахункових максимумів.

Для розв'язання цієї останньої задачі, можна скористуватись, загалом кажучи, усіма розгляненими вище способами екстраполяційних побудов. Тому що способи Коревицького і Ріскіна можуть бути застосовані тільки при наявності для даного конкретного випадку досить тривалих рядів спостережень і тому що вони, таким чином, непридатні для будь яких узагальнюючих побудов, способи ці для розв'язання поставленої задачі треба вважати мало придатними. З міркувань непридатності для просторових узагальнень слід вважати раціональним виключити з детальнішого аналізу також способ використання клітчатки ймовірності і способ індивідуальних побудувань кривих розподілів (в останньому випадку ще також з міркувань складності підрахунків).

Отже, для розв'язання поставленої задачі найпридатнішими треба вважати способ Фуллера і способ побудов за Фостером. Обидва ці способи за основною їх ідеєю, повинні давати ряд різних значень Q_{\max} , що відповідають різним забезпеченостям, в тому числі й такі, які відповідають дуже малій забезпеченості і по суті повинні бути „граничними розрахунковими“. Підкреслимо тут, що обидва ці способи цікавлять нас не з погляду можливого виконання за ними диференціації максимальних витрат за категоріями різної забезпеченості, а лише щодо можливості скористуватись цими способами для екстраполяційних узагальнень за границями практично гранично-ймовірного максимуму, розгляненого нами раніше. Я вже відзначав, що диференціація максимальних витрат за забезпеченостями в границях від 10% до 1% (тобто один раз на 10 років і один раз на 100 років) не має жодного реального і практичного змісту, будучи значною мірою фікцією і по самій суті побудов за Фуллером і Фостером, загалом дуже наближених і умовних.

Як уже відзначалося, співвідношення Фуллера:

$$Q_{\max} = Q_{\text{sep}} (1 + 0,8 \lg T)$$

не має загального значення і не може бути прикладене до наших умов без попередньої перевірки параметрів.

Для дослідження поставленого питання виконані були відповідні обчислення і побудовані криві ймовірності повторення максимумів за Фуллером для 15 різних рік і пунктів басейну р. Дніпра і УСРР взагалі; по цих пунктах обчислені також значення C_v . Перелік пунктів обробки, з відповідними характеристиками, дано в наведений нижче таблиці (див. табл. 6, с. 137).

Результати всіх обчислень дано на рис. 1. Як і треба було чекати, виявилася повна закономірність між розміщенням побудованих кривих повторюваності і градаціями коефіцієнта варіації C ; це цілком відповідає суті побудованих кривих, які зв'язують величини T_0 , або, інакше, забезпеченості, з величинами $\bar{Z} = \frac{Q_{\max}}{Q_0} = K$, тобто з величинами, рівними модульним коефіцієнтам; інакше кажучи, в цих побудовах зв'язуються ті самі величини, що й в побудовах за Фостером.

З рисунка не важко одержати аналітичні вирази для побудованих співвідношень. Так маємо:

$$1) \text{ Для Дніпра біля Орши: } Q_{\max} = Q_{\text{sep}} (1,15 + 0,52 \lg T); \quad (4)$$

$$2) \text{ " " " Києва: } Q_{\max} = Q_{\text{sep}} (1,0 + 1,3 \lg T); \quad (5)$$

$$3) \text{ " " " Десни біля Чернігова: } Q_{\max} = Q_{\text{sep}} (1,0 + 1,9 \lg T); \quad (6)$$

$$4) \text{ " " " р. Ірпеня: } Q_{\max} = Q_{\text{sep}} (4,33 \lg T - 0,15); \quad (7)$$

Таблиця 6

№	Ріка	Пункт	Період спостережень	Число років спостережень	Площа басейну в км ²	C_v
1	Дніпро	Орша	1881—1931	50	17 394	0,39
2	"	Речиця	1894—1931	38	55 149	0,62
3	"	Київ	1852—1931	80	326 500	0,56
4	Десна	Чернігів	1884—1931	48	79 370	0,80
5	Сож	Гомель	1900—1931	31	37 540	0,67
6	Прип'ять	Мозир	1881—1931	50	10 2800	0,62
7	Уж (Уша)	Хабне	1916—1932	17	5 279	0,61
8	Тетерів	Макалевичі . . .	1916—1918			
			1923—1932	11	8 191	0,93
9	Ірпінь	Мостище	1914—1919			
			1924—1931	14	2 813	1,33
10	Рось	Деренковець . .	1913—1919			
			1926—1932	16	10 608	0,73
11	Псєл	Гадяч	1915—1917			
			1919—1932	17	11 435	0,46
12	Ворскла	Полтава	1914—1927			
			1930—1932	17	10 151	0,90
13	Удай	Тишкі	1916—1920			
			1923—1931	14	5 806	0,95
14	Хорол	Федорівка . . .	1915—1931	17	3 736	0,91
15	Півд. Буг	Богданівка . . .	1914—1932	19	46 243	0,72

Як видно з рисунка, для всіх розглядуваних випадків одержані співвідношення для Орші і для Ірпеня є пограничні. Як відомо, дане Фуллером співвідношення

$$Q_{\max} = Q_{\text{sep}} (1 + 0,8 \lg T) \quad (8)$$

дозволило йому намітити перехідні коефіцієнти від максимумів Q'_{\max} ймовірних в перспективі якогось вихідного проміжка часу T_1 , до максимумів Q''_{\max} ймовірних в перспективі довших періодів T_2 . А саме, з наведеної вище співвідношення, виходить

$$\frac{Q'_{\max}}{Q''_{\max}} = \frac{(1 + 0,8 \lg T_1)}{(1 + 0,8 \lg T_2)} = \frac{A_1}{A_2} \quad (9)$$

якщо прийняти, що норма максимумів — величина $\overline{Q_{\text{sep}}}$ — лишається практично сталою величиною для періодів різної тривалості (це припущення лежить і в основі всіх обчислень за Фостером).

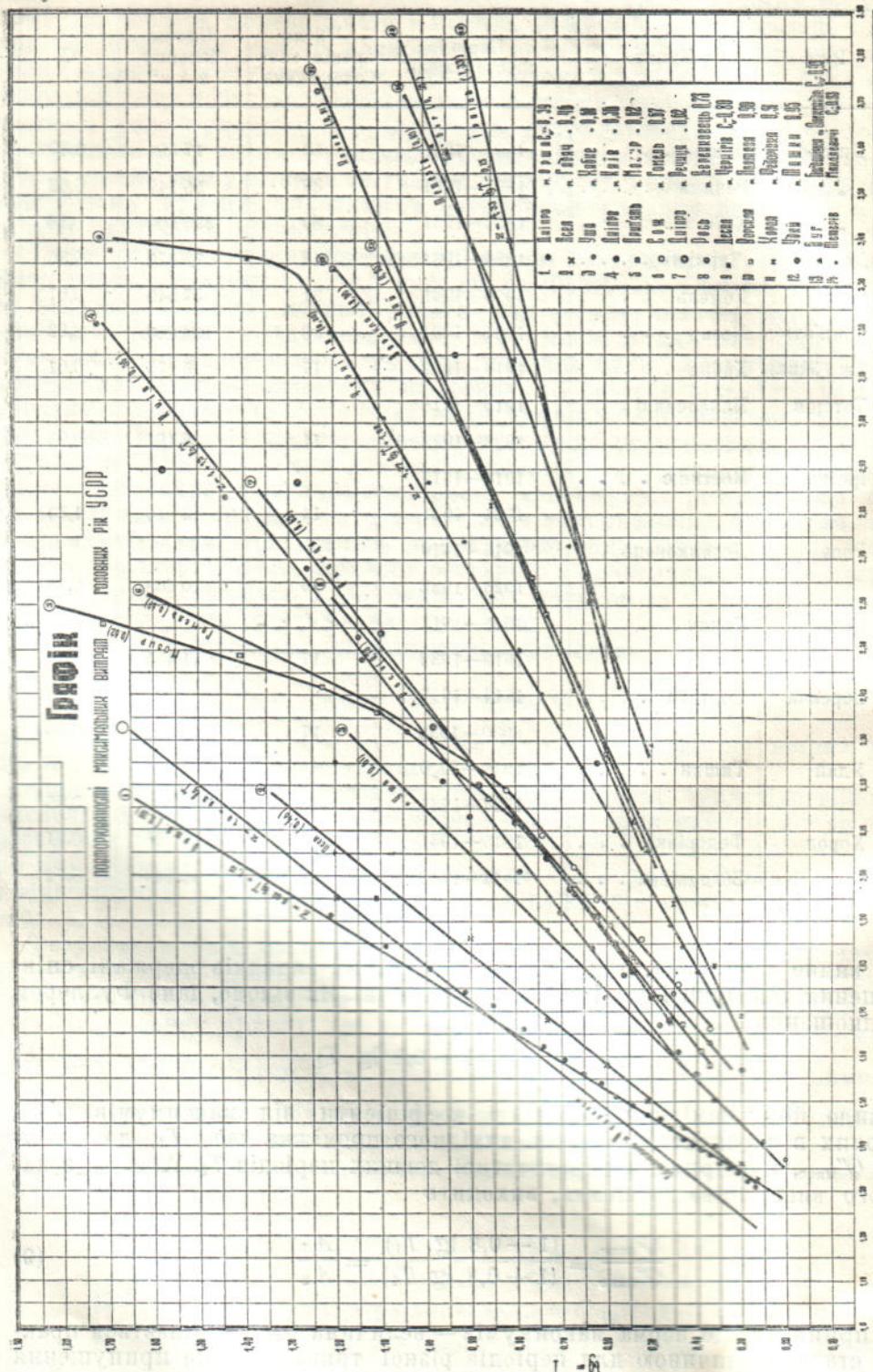


Рис. 1. Графіки повторюваності максимальних витрат головних річок УСРР (за схемою побудов Фуллера).

З співвідношення (8) виходить:

$$Q_{\max} = Q''_{\max} \cdot \frac{A_1}{A_2} = Q''_{\max} \cdot \beta$$

Саме таким шляхом Фуллер одержав такі перехідні коефіцієнти:

Перехід в роках	β
від 20 до 35	1,10
від 20 до 50	1,15
від 20 до 100	1,27

Обчислімо такі перехідні коефіцієнти β для різних співвідношень, беручи до розрахунку два граничні випадки по Орші та Ірпеню і два середні по Києву й по Чернігову. Тоді одержимо таку результативну таблицю:

Таблиця 7

$$\text{Перехідні коефіцієнти } \frac{A_2}{A_1} = \beta$$

	Від 20 до 100	Від 33 до 1000	Від 20 до 50	Від 100 до 50	Від 100 до 500	Від 100 до 1000	C_v
Орша—р. Дніпро . .	1,22	1,14	1,12	0,92	1,18	1,26	0,39
Київ—р. Дніпро . .	1,34	1,20	1,19	0,89	1,25	1,36	0,56
Чернігів—р. Десна .	1,37	1,26	1,21	0,88	1,27	1,38	0,80
Мостище—р. Ірпінь .	1,55	1,32	1,32	0,85	1,36	1,51	1,33
Середнє . . .	1,37	1,26	1,21	0,88	1,26	1,38	

З даних табл. 7 бачимо, що наші перехідні коефіцієнти β , взяті для дуже значного району і різних величин басейнів, практично цілком стійкі, незалежно від різних значень C_v . Справді, для розглянених випадків процента відхилення значень β від їх середніх значень виражається такими числами для розглянених крайніх випадків: при переході від 100 до 500 років — відповідно 6,3% і 8% (для Орші та Ірпеня); при переході від 100 до 1000 років — відповідно 8,7% і 9,4%; при переході від 20 до 50 років — відповідно 7,4% і 9,1%; при переході від 20 до 100 років — відповідно 11% і 13%.

Нині взяти на увагу вже не один раз відзначено умовність різних граничій забезпеченості і значну проблематичність точності усіх цих обчислень, яка в усякому разі далеко не відповідає одержаним відхиленням, то практична стійкість одержаних значень наших перехідних коефіцієнтів стає цілком очевидною.

Поганіше, яка буде стійкість таких самих співвідношень при обчисленні їх за Фостером. Для порівнення беремо, відповідно до даних таблиці Фостера, переходи від 20 до 100 і від 100 до 1000 років; вихідні цифри для простоти закруглюємо. Тоді одержуємо результати, наведені в табл. 8 (при $C_v = 2C_r$).

Таблиця 8

№	C_v	Значення K			Перехід від 20 до 100	Перехід від 100 до 1000
		$p = 5\%$	$p = 1\%$	$p = 0,1\%$		
1	0,40	1,72	2,10	2,70	1,22	1,28
2	0,55	2,05	2,70	3,58	1,32	1,33
3	0,80	2,57	3,68	5,30	1,43	1,44
4	1,30	3,60	6,12	9,9	1,67	1,64
Середнє					1,41	1,42

Як бачимо, результати практично вийшли не істотно відмінними від тих, які одержані за побудованими кривими ймовірності повторення максимумів; процентні розходження табл. 8 і 7 неістотні і цілком вкладаються в точність обчислень за обома методами. При розгляді таблиці співвідношень β , одержаних за Фостером, треба, проте, мати на увазі, що значення C_s , які визначають величини C_v для окремих конкретних випадків, нам по суті невідомі і навряд чи можуть бути визначені хоч трохи певно.

До того ж, не було (і не може бути виконано) жодної перевірки правильності співвідношень ні Фостера, ні Фуллера для $p = 0,1\%$, бо такі максимуми, загалом кажучи, ніколи і ніде не спостерігались: це чисто теоретичні накреслення, які в обох випадках ґрунтуються на фактично неправильних передумовах (відсутність верхньої границі для $Q_{\text{макс}}$).

Виходячи з таких міркувань, вважаємо, що співвідношення за Фуллерівськими кривими ймовірності, як такі, що виключають C і тому дають єдиний розв'язок, варти більшої уваги, ніж співвідношення, що одержуються за Фостером, так само умовні, але до того ж ще й невиразні.

Отже поставлена тепер задача про екстраполяцію „нормальних розрахункових“ максимумів для інших можливих розрахункових значень („граничних“ і „полегшених“) може бути розв'язана досить просто; вище ми вже спинились на тому, що „граничні розрахункові“ максимуми повинні відповісти формальній статистичній забезпеченості порядку в 0,2 або 0,1%, а максимуми „полегшенні“ — забезпеченості в 3% і 5%. Виходячи з цього, можна розрахункові значення переходних коефіцієнтів β для розглядуваного нами району басейну р. Дніпра взяти однакові для всіх рік розглядуваного басейну (з площами басейнів не менше 3000 км^2 , для більшої обережності в наших висновках).

Очевидно, для розглядуваного району цілком доцільно спинитися на одержаних нами середніх значеннях коефіцієнтів β ; можливі насправді коливання, як встановлено, менші ніж можлива точність таких обчислень.

Отже остаточна результативна таблиця переходних коефіцієнтів β для розрахункових максимумів (при $F > 3000 \text{ км}^2$) для басейну р. Дніпра може мати такий вигляд:

1. Від нормальних ($p = 1\%$) до граничних:

$$\text{a)} p = 0,5\% \quad \beta_1 = 1,26$$

$$\text{б)} p = 0,1\% \quad \beta_2 = 1,38$$

2. Від нормальних ($p = 1\%$) до полегшених:

a) $p = 3\% \quad \beta_3 = 0,82$

b) $p = 5\% \quad \beta_4 = 0,73$

3. Від ймовірних один раз на 20 років до нормальних ($p = 1\%$):

$\beta_5 = 1,37$

(A)

4. Від ймовірних один раз на 33 роки до нормальних ($p = 1\%$):

$\beta_6 = 1,26$

Наведені значення переходних коефіцієнтів β дуже близькі до фактичних по Києву і збігаються майже точно з такими самими коефіцієнтами по Чернігову. У зв'язку з цим загальне співвідношення для розглядуваного району р. Дніпра може бути подано в такому вигляді

$$Q_{\max} = Q_{\text{sep}} (1,0 + 1,9 \lg T) \quad (10)$$

Для площ басейнів, менших ніж 3000 km^2 , за аналогією з розгляненим вище, можна було б наблизено вважати можливим використання співвідношення, одержаного для р. Ірпеня (з площею басейну $F = 2813 \text{ km}^2$) тобто такого:

$$Q_{\max} = Q_{\text{sep}} (4,33 \lg T - 0,15) \quad (11)$$

Звідки переходні коефіцієнти для розрахункових максимумів (при $F < 3000 \text{ km}^2$) можуть бути одержані в такому вигляді:

1. Від нормальних до граничних:

a) $p = 0,5\% \quad \beta_1 = 1,36$

b) $p = 0,1\% \quad \beta_2 = 1,51$

2. Від нормальних до полегшених:

a) $p = 3\% \quad \beta_3 = 0,76$

b) $p = 5\% \quad \beta_4 = 0,64$

3. Від ймовірних один раз на 20 років до нормальних:

$\beta_5 = 1,55$

5. Від ймовірних один раз на 33 роки до нормальних:

$\beta_6 = 1,32$

(B)

При застосуванні наведених коефіцієнтів, поданих у двох цих зведеннях, а також співвідношень, які одержуються за осадніми рівняннями, треба мати на увазі таке.

1) Ймовірність витрати, одержаної на основі даних дійсних спостережень, повинна визначатись не формально статистично, а з аналізу наявних даних як для розглядуваної, так і для сусідніх рік з аналогічним режимом, тобто з аналогічним фізико-географічним комплексом характеристик.

2) В разі відсутності даних дійсних спостережень ймовірна забезпеченість розрахункової максимальної витрати, одержаної за існуючою для даного району емпіричною залежністю, повинна по змозі визначатись

з аналізу дійсних даних, покладених в основу побудування даної емпіричної формули.

Вибір конкретних розрахункових максимумів з трьох можливих може бути для кожного окремого випадку виконаний за сукупністю усіх міркувань при проектуванні конкретних споруд (робота споруди, важливість споруди, матеріал споруди, економічні міркування та ін.); вибір для розрахунку граничних максимумів, що відповідають формальній статистичній забезпеченості в 0,1%, як відзначалось, очевидно, можна вважати доцільним тільки в окремих випадках особливо важливих і відповідальних споруд¹⁾.

Питання про розрахункові формули для нормальних розрахункових максимумів для басейну Верхнього Дніпра буде розглянено (на основі нових даних) в другому розділі.

Розділ II

Норми розрахункових максимумів

§ 6. Про формули інж. Д. І. Кочеріна для розглядуваного району

Територія басейну Верхнього Дніпра (до Києва) входить, як відомо в такі ділянки паводочного і повідневого районування інж. Д. І. Кочеріна: басейни власне Верхнього Дніпра до Речиці, Березини, Прип'яті і Сожа — в Західну область (яку інж. Д. І. Кочерін поділяє на райони: Західні ували і Поліська низина); басейн Десни входить до Середньої області (з районами: Брянським лісним і Яружним лісостеповим); до Середньої області інж. Д. І. Кочерін заличує ще Донську (Оксько-Донську) низину і Приволзьку височину.

Для побудови своїх узагальнюючих емпіричних формул Д. І. Кочерін мав дуже обмежені дані: по обох районах Західної області лише одну витрату по Дніпру (коло Лоєва), одну по р. Прип'яті (коло Мозиря — за старими даними, зменшеною) і по р. Горині (притоці р. Прип'яті) і 10 витрат виключно залізничного походження (тобто частіше перебільшених), по басейнах р. Немана і Західного Буга.

По середній області Д. І. Кочерін мав одну витрату по р. Десні (коло гирла, 1917 р.), дев'ять витрат по ріках басейну р. Оки, з яких дві він визнав завідомо перебільшеними, і сім витрат по басейнах рр. Волги та Дона.

Отже ріки, що інтересують нас, фактично в побудовах Д. І. Кочеріна даними про вимірюні максимуми висвітлені не були.

Зрозуміло, що жодної деталізації побудов за виділеними природними районами розглядуваних ділянок при вихідних матеріалах, які мав інж. Д. І. Кочерін, бути не могло. Тому Д. І. Кочерін для згаданих двох ділянок, що включають по суті досить різнопідібні басейни ряду рік, дав усього дві формули:

1) Для Західної області

$$q_m = \frac{2,88}{F^{0,236}} - 0,13 \quad (12)$$

2) Для Середньої області

$$q_m = \frac{3,35}{F^{0,235}} - 0,15 \quad (13)$$

¹⁾ Ми вважаємо цілком нерациональними взяті з американської практики і рекомендовані [12] розрахунки, що мають на увазі забезпеченість порядку один раз на 5 000 років і навіть один раз на 10 000 років; такі забезпеченості цілком довільні, не мають жодної фізичної рації і незрозумілі навіть з чисто формального погляду.

Обидві ці криві орієнтовані були на крайні точки з числа наявних (після виключення кількох малонадійних).

Зважаючи на це, наприклад, і дуже заболочений басейн р. Прип'яті і басейни Верхнього Дніпра, Березини і Сожа, розміщені на території Західних увалів, в побудовах Д. І. Кочеріна щодо формування максимальних витрат дістали цілком однакову оцінку. Так само однакові закономірності у співвідношеннях між максимальними модулями і площами басейнів були дані Д. І. Кочеріним, наприклад, для басейну р. Десни і для Приволзької височини, яка включає правий нагірний берег р. Волги.

Ця схематичність і змушена умовність узагальнень, що випливають з факта цілковитої недостатності вихідних матеріалів, цілком усвідомлювались Д. І. Кочеріним, який розглядав свої побудови тільки як перше наближення до дійсності.

Формули для максимальних витрат інж. Д. І. Кочеріна були опубліковані в 1927 р.; після того з'явився ряд нових даних щодо максимальних витрат, зареєстрованих в 1931 і 1932 рр.—тобто в роки з виключчими за своїми розмірами весняними поводями. У зв'язку з цим перегляд співвідношень Д. І. Кочеріна для басейнів Верхнього Дніпра ми вважаємо за цілком доцільний.

§ 7. Вихідні матеріали і їх оцінка

Нові дані щодо максимальних витрат рік розглядуваних басейнів р. Дніпра одержані були в процесі розробок, які виконувались під керівництвом автора, а також зібрани в Управліннях Единої гідрометслужби БСРР, УСРР і Західної області РСФРР. Зведення найнадійніших з наявних і зібраних матеріалів дано в табл. 9; у зв'язку з обмеженою кількістю їх, до вихідних матеріалів приєднані і деякі максимуми по районах суміжних басейнів. Усі наявні максимуми в табл. 9 розміщені відповідно до окремих основних басейнів Верхнього Дніпра, починаючи з басейну р. Десни і кінчаючи басейном р. Прип'яті.

Як бачимо, всього є 36 максимумів, з яких 8 припадає на район Середньої області (басейн р. Десни, при чому три витрати стосуються суміжних басейнів), а 28—на район Західної області (басейни р. Верхнього Дніпра до Лоєва, Березини і Прип'яті з деякими суміжними басейнами).

Щодо наведених витрат треба відзначити таке.

1) Витрати № 1, 8, 16, 17, 25 взяті за кривими витрат, побудованими цих пунктів проф. А. В. Огієвським (див. „Режим стока Верхнього Среднього Дніпра“) з досить значною екстраполяцією цих кривих; права витрат по р. Сожу коло Гомеля (максимум № 8) вивірена при цьому додатковими вимірюваннями весни 1932 р.

2) Витрати № 9, 10, 11, 12, 13 і 14 вибрані з даних Управління Единої гідрометслужби Західної області; при цьому витрати № 10 і 11 відповідають фактичним вимірам млинком, а витрату № 12 одержано досить поганою екстраполяцією кривої витрати, побудованої ГІДЕП-ом; витрату № 9 взято з серії одиничних вимірювань 1931 р., і вона можливо не відповідає шпилевому максимумові 1931 р.

3) Витрати № 3, 4, 30, 31, 32, 33, 34 взяті з даних Гідрометінституту УГІМС УСРР; при цьому витрати № 3, 4 і 34 одержані або безпосередній застикованим млинком або дуже незначною екстраполяцією кривих витрат; витрати № 30, 31, 32 і 33 одержані за побудованими кривими витрат при екстраполяції останніх на величини порядку 100 см і навіть до 200 см (витрата № 30).

4) Витрати № 21, 22, 26, 27, 28, 29—взяті з даних Управління Единої гідрометслужби БСРР, як одержані екстраполяцією побудованих

Таблиця 9

Максимальні витрати по басейнах Верхнього Дніпра і суміжних з ним

№	Ріка	Басейн	Пункт	Площа басейну в км ²	Q _{макс} в м ³ /сек	в м ³ /сек з 1 км ²	Дата	Роки спостережень
1	Десна	Дніпро	Чернігів	79 373	8 000	0,101	1917	1894—1933
2	"	"	Брянськ	12 220	2 200	0,180	1931	1890—1933
3	Сейм	Десна	Мутине	27 720	3 169	0,114	16. IV 1932	1925—1933
4	Клевенсь	Сейм	Шарпівка	2 370	690	0,291	9. IV 1932	1926—1932
5	Ока	Волга	Орел	4 200	1 250	0,30	—	—
5а	"	"	Калуга	54 000	5 870	0,11	12. IV 1908	1876—1921
6	Вад	Москва (Ока)	Міст Ряз.-Уральськ. зал.	1 930	632	0,33	—	—
7	Жіздра	Ока	с. Устьє	800	265	0,331	1926	—
8	Сож	Дніпро	Гомель	37 540	6 000	0,160	1931	1900—1933
9	"	"	Кричів	10 500	1 498	0,141	28. IV 1931	—
10	Іпути	Сож	М. Бобовиці	8 830	2 016	0,228	26. IV 1931	—
11	"	"	Ущерп'є	7 930	1 821	0,230	26. IV 1931	—
12	"	"	Казаричі	5 700	1 392	0,244	25. IV 1931	—
13	Уза	"	Уваровичі	258	95	0,368	22. IV 1931	—
14	В. Натопа	Сож	Писаревщина	150	39	0,260	22. IV 1929	—
15	Дніпро	—	Лоїв	81 940	5 200	0,063	—	—
16	"	—	Речиця	55 150	5 300	0,098	1931	1894—1933
17	"	—	Орша	17 400	2 000	0,115	1931	1881—1932
18	"	—	Смоленськ	14 700	1 750	0,119	—	1881—1933
19	"	—	Дорогобуж	6 800	1 000	0,147	—	1881—1933
20	Березина	Дніпро	Шацькі	22 600	2 200	0,097	—	—
21	Свіслоч	Березина	Теребути	3 965	560	0,141	29. IV 1931	—
22	"	"	Мінськ	796	417	0,520	22. IV 1931	—
23	Неман	—	Міст Заводн. зал.	39 800	4 400	0,110	—	—
24	Сідра	Неман	—	370	202	0,540	—	—
25	Прип'ять	Дніпро	Мозир	100 300	6 400	0,064	1877	1877—1933
26	Птіч	Прип'ять	Птіч	9 892	997	0,106	1931	—
27	"	"	Луциці	8 440	744	0,098	24. IV 1931	—
28	Ореса	Птіч	Андріївка	3 513	251	0,071	1931	—
29	Гребелька	"	Бирчукі	68	10,8	0,159	1931	—
30	Півд. Случ	Прип'ять	Івшаківка	5 753	1 180	0,205	7. IV 1932	1927—1932
31	Уша	"	Черевач	7 200	1 410	0,196	21. III 1924	1918—1932
32	"	"	Хабне	5 280	1 108	0,210	30. III 1924	1916—1932
33	Тетерів	Дніпро	Макалевичі	8 190	1 670	0,204	6. IV 1932	1916—1932
34	Здвиж	Тетерів	Шибенська Рудня	1 284	203	0,157	5. IV 1932	1911—1933
35	Ірпінь	Дніпро	Мостище	2 813	600	0,213	31. III 1924	1912—1932

кривих витрат на досить значні віддалі, крім витрати № 22, що відповідає дуже невеликій екстраполяції.

- 5) Витрати № 5, 5а, 6, 7, 15, 23, 24 взяті у інж. Д. І. Кочеріна.
6) Витрати № 2, 19, 20 обчислені в Н.-д. інституті водного господарства УАН за наближеними кривими витрат; витрату № 18 взято за даними інж. Каравчевського-Бовка; витрата № 35 підрахована в Інституті водного господарства УАН за вимірами гідралічних елементів, при чому, очевидно, ця витрата трохи перебільшена.

Наведені в табл. 9 максимальні витрати або їх максимуми за дуже довгі періоди (40—50 років), як наприклад, витрати № 1, 8, 16, 17, 25, або ж, відповідаючи менш тривалому ряду спостережень, стосуються періодів, гавідомо, катастрофічно високих повеней 1931 і 1932 р., тобто мають фактичну забезпеченість, яка близько підходить до прийнятого нами поняття нормальних розрахункових максимумів.

По окремих басейнах наявні максимуми розподіляються так: Десна (і суміжні басейни)—8 максимумів, Сож—7, Дніпро до Лобва—5, Березина (з суміжними басейнами) — 5, Прип'ять — 8, басейни Тетерева та Ірпеня — 3.

§ 8. Обґрутування і принципи побудов

Побудови шуканих залежностей, очевидно, повинні передбачати виконання двох таких стадій дослідження: 1) аналіз вихідних матеріалів, 2) встановлення розрахункових залежностей.

Аналіз вихідних матеріалів повинен полягати в оцінці наявних максимумів, що вона повинна ґрунтуватися на врахуванні фізико-географічних характеристик окремих басейнів і можливого їх впливу на формування максимумів, на оцінці ймовірності забезпеченості фактичних максимумів і закономірностей, що накреслюються в розміщенні цих максимумів.

Д. І. Кочерін у своїй відомій роботі про норми найбільших витрат снігових паводків (половодій) в Європейській частині Союзу РСР, вважає, що снігові максимуми, визначаючись переважно інтенсивністю танення снігу, меншою мірою (взяті у вигляді модулів), ніж зливові паводки, залежать від розмірів басейну і ще меншою мірою — від різниці в ґрунтовому і рослинному покриві, виключаючи вплив лісу і боліт. Такий самий малий вплив, за Д. І. Кочеріним, робить на формування видатних максимумів рельєф місцевості; в силу зазначених міркувань Д. І. Кочерін за основні діючі фактори приймає географічне положення і розміри басейну і тільки для площ басейнів, менших на 2000—5 000 км^2 дав поправочні коефіцієнти, які враховують лісистість і заболоченість басейнів.

Міркування Д. І. Кочеріна, вимагають, на нашу думку, певних корективів.

Поперше, вплив лісистості і заболоченості навряд чи логічно обмежувати границею в 2000—5 000 км^2 , пропонованою Д. І. Кочеріним; наявність у басейнах значних заболочених просторів, без сумніву, повинна впливати на процеси формування максимумів і при більш значних розмірах басейнів; якщо в розрахунковій побудові прямо не врахувати цієї обставини, то вплив розглядуваних факторів не може істотно ослаблюватись розмірами басейну.

Подруге, вплив рельєфу місцевості на процеси формування снігових максимумів навряд чи повинен „значительно мере сглаживаться в силу растянутости (продолжительности) процесса таяния“, як це постулює Д. І. Кочерін, тому що при формуванні видатних максимумів (про які повинеться мова), процеси танення, з одного боку, відбуваються дуже

енергійно і швидко, а з другого боку — безперечно скочування талих вод у ріку при крутому рельєфі здійснюється швидше, ніж при положистому.

Потрета, Д. І. Кочерін зовсім не бере на увагу форми басейну і густоти його річної сіті; тим часом, очевидно, що в симетрично розвинутому басейні, як наприклад, басейн р. Сожа, процеси формування максимумів відбуватимуться в більш сприятливих умовах, ніж у подовжених басейнах типу Верхнього Дніпра, де значна частина ріки має майже тільки транзитне русло, з дуже незначною смugoю власного басейну, без хоч трохи великих приток.

Почетверте, істотну роль у формуванні максимумів повинні грати форма і характер долини ріки, що впливають на прохідні максимуми в напрямі того або іншого акумулювання повідневих вод в міру просування їх вниз по ріці.

Зазначеними міркуваннями я хочу підкреслити безсумнівну наявність досить численних факторів, які можуть, очевидно, досить широко варіювати процеси формування максимумів навіть в однохарактерних своєю топографією і кліматичними характеристиками районах.

Маючи на увазі сказане вище, перейдімо до короткого розгляду основних фізико-географічних характеристик басейнів, що інтересують нас, додатково розвинувши їх далі при виконанні аналізу наявних матеріалів. Найдоріднішим своїми характеристиками можна вважати басейн р. Прип'яті, який являє собою плоску низовину, дуже слабо дреновану наявною річною сіттю, майже суцільно заболочену і значно лісисту (до 40%). Винятком з цієї картини є ряд південних приток р. Прип'яті: Південний Случ, Горинь, Уша, басейни яких треба вважати переходними до південно-західного яруженно-лісостепового району (Волинсько-Подільська вищочина).

Р. Березина протікає в районі Західних увалів, в середньо-горbastій місцевості, вона має ряд зовсім незаболочених або мало заболочених приток (як, наприклад, р. Свіслоч до м. Мінська, р. Бобр, р. Гойна, р. В'яча з Начею, р. Ольса, р. Уша, р. Клева), р. Свіслоч, дані про максимуми для якої є, вижче м. Мінська і до с. Теребут має кілька частково заболочених приток, найбільша з яких в р. Солочанка (заболочена в середній її течії); отже, до с. Теребут загальний характер басейну р. Свіслоч трохи змінюється, порівнюючи з басейном її до м. Мінська.

Верхній Дніпро до Рогачева, тобто до впадіння Березини, має частину приток незаболочених, з характеристиками басейнів, типовими для району Західних увалів; такі, наприклад, рр. Воп і Хлюстя; частина ж приток Верхнього Дніпра заболочена, як, наприклад, Ухляс, Полна, частково Лахва і Оршиця, Березина (мала притока Дніпра) з Колесянкою і Сльнею. Р. Друга, велика притока р. Дніпра, що впадає в Дніпро трохи вище Рогачева, має загалом незаболочений басейн, крім деяких незначних приток (Долженка, Греzlja, Черебомирка).

Басейн р. Сожа, розміщений в районі Західних увалів, характеризується середньо-горbastим рельєфом і лісистістю порадку 25—35%.

Басейн р. Десни можна схарактеризувати як помірно горbastий з досить значною (в границях від 15 до 50%) лісистістю. Порізаність рельєфу більша в південній половині басейну р. Десни (район яруженого лісостепу); лісистість тут незначна (5—15%), при чому великих лісних масивів немає. Отже, басейн південної найбільшої притоки р. Десни — р. Сейма — повинен досить істотно різнятися від решти басейну р. Десни.

Максимальні запаси снігу наприкінці зими, за даними, що в нас є, в найбільших кількостях накопичуються звичайно в північно-східних

районах Десни і Сожа і у верхів'ях Верхнього Дніпра (до 70—80 см). Найменші кількості снігу наприкінці зими бувають в районі р. Прип'яті.

Щодо форми басейну, як уже відзначалось, басейн Сожа, який має майже симетричну віялоподібну форму, повинен являти особливо сприятливі умови для формування високих снігових максимумів; найнесприятливішу картину щодо цього маємо для Верхнього Дніпра.

Для Прип'яті скрес південних приток звичайно бував трохи раніше проти північних, що повинно впливати на зменшення максимумів.

З усього сказаного вище можна прийти до такого важливого висновку: очевидно, умови формування весняних максимумів на розглядуваних шістьох основних басейнах (Прип'яті, Березини, Верхнього Дніпра, Сожа і Десни), загалом кажучи, повинні бути різні; звісно стає доцільним при побудуванні залежностей, що інтересують нас, спробувати здійснити їх диференціацію відповідно до названих окремих басейнів.

Друге важливе питання, що виникає при розв'язанні поставленої задачі, має на увазі оцінку однозначності наявних максимумів щодо того або іншого ступеня їх повторюваності. Вже згадувалось, що забезпеченість майже всіх наявних максимумів, очевидно, відповідає формальній статистичній забезпеченості в 1—2%. Справді, максимуми № 1, 2, 5а, 8, 16, 17, 18, 19, 25 стосуються дуже довгих періодів спостережень, порядку 45—55 років; більшість з цих максимумів разом з тим відповідає виключно високій поводі 1931 р. Максимуми № 3, 4, 9, 10, 11, 12, 13, 21, 22, 26, 27, 28, 29, 30, 33 і 34 базуються на значно коротших рядах спостережень, до 6—8 років включно (як, наприклад, максимуми № 3 і 4); проте, формально-статистичний підхід в даному випадку, без сумніву, дав би зовсім невірну оцінку повторюваності цих максимумів, бо відомо, що 1931 і 1932 роки, яких стосуються названі вище максимуми, майже для всіх розглядуваних басейнів були роками виключно високих катастрофічних поводей, яких не було протягом ряду десятків попередніх років.

Крім того, майже всі названі витрати мають цикл спостережень, який включає не тільки 1931 і 1932 рр., але й інші роки, що відзначаються дуже високими максимумами в розглядуваних районах,— як, наприклад 1924 і 1929 рр. Тому фактична забезпеченість названих вище витрат може бути досить обґрунтовано прийнята в 1—2% формально-статистичної забезпеченості. Максимуми № 14, 31, 32 і 35 стосуються 1929 і 1924 рр.,— наявні цикли спостережень за водомірними постами, по яких одержані ці максимуми, включають останні 1½—2 десятка років, які характеризуються видатними максимумами; тому і для цих максимумів імовірна фактична забезпеченість може бути оцінена в 1—2%. Максимуми № 5, 5а, 6, 7, 15, 18, 23 і 24, взяті у інж. Д. І. Кочеріна, не мають прямих характеристик, потрібних для оцінки фактичної їх забезпеченості; можна лише вважати, що максимуми № 6, 23 і 24, одержані за залізничними даними („мостового походження“—за термінологією Д. І. Кочеріна), мають незначну фактичну забезпеченість такого самого порядку, як і розглянені вище витрати.

Отже, з наведених в табл. 9 максимальних витрат, усі максимуми, які стосуються безпосередньо басейнів, що інтересують нас (крім № 15), можуть бути оцінені як такі, що мають фактичні забезпеченості порядку 1—2%; неясна імовірна фактична забезпеченість лиш для двох витрат по суміжних басейнах (№ 5 і 7).

Переходячи тепер до питання про вигляд відшукуваних емпірічних залежностей, відзначмо, що (як це було прийнято Д. І. Кочеріним) оскільки основні фізико-географічні характеристики басейнів у границях окремих басейнів взагалі можна вважати однохарактерними, за аргумент шуканих залежностей доцільно взяти величину площі басейну. Д. І. Кочерін

вважав, що ці залежності, маючи гіперболічний характер, повинні відповісти рівнянням такого вигляду:

$$q = \frac{A}{F^n} - B, \quad (14)$$

де n — дробове число.

Це положення Д. І. Кочеріна ми вважаємо, проте, досить довільним; очевидно, в умовах окремих конкретних басейнів вигляд шуканих залежностей зовсім не треба обов'язково вкладати в саме наведену вище форму; шукана форма повинна визначатись емпірично, відповідно до наявного конкретного матеріалу, незалежно від форми, що постулюється наперед. Тому, можна припустити можливість і іншого вигляду розрахункових залежностей, наприклад, вигляду:

$$q = \frac{A}{F^n} \quad (15)$$

Зауважмо, що рівняння (14) відповідає на логарифмічній клітчатці деякій кривій, при чому член B може служити для спрямлення цієї кривої; рівняння вигляду (15) в логарифмічних шкалах відповідає прямій лінії.

Показник степеня в рівняннях (14) і (15), очевидно, характеризує ступінь мінливості модулів залежно від величини площі басейну; при рівності модулів для будь-яких площ басейнів ми мали б пряму, паралельну осі площ; чим більше зростають модулі із зменшенням площ басейнів, тим показник n повинен бути більший. Звідси зрозуміло, що до величин показників n навряд чи можна ставити якінебудь вимоги узагальнюючого порядку, необґрунтовані спроби яких можна констатувати в деяких авторів¹⁾.

§ 9. Виконання розрахункових побудов

Для виконання шуканих побудов усі наявні максимуми наносимо на логарифмічну клітчатку рис. 2; при цьому точки, що стосуються різних основних басейнів, виділяємо різними умовними знаками (див. рис. 2). Як бачимо, точки побудови розмістилися досить розкидано. При найближчому дослідженні розміщення окремих точок виявляється ряд досить виразних закономірностей. Точки максимумів по басейну р. Прип'яті № 25, 26, 27 і 28 розміщуються значно нижче проти всіх інших; це цілком відповідає нашим уявленням про вплив на максимальні витрати заболочених плоских басейнів р. Прип'яті при дуже широких річних заплавах, які мають величезну акумулюючу здатність.

Точки, що відповідають максимумам трьох південних приток р. Прип'яті, а саме р. Півд. Случа (№ 30) і р. Уші (№ 31 і 32), а також максимум суміжного з басейном р. Прип'яті Тетерева (№ 33), розмістилися значно вище, ніж розглянені вже максимуми по заболочених басейнах р. Прип'яті; тут треба взяти на увагу відмінність, яка вже відзначилась, басейнів рр. Уші, Півд. Случа і Тетерева.

В зв'язку з цим доцільно, очевидно, рр. Тетерів, Ушу і Півд. Случ, так само як, очевидно, і р. Горинь, розглядати окремо від заболочених басейнів системи р. Прип'яті. Далі, досить добре вирисовується розміщення точок, що відповідають басейнові р. Сожа: точки № 8, 10, 11 і 12 розміщуються майже на одній прямій; очевидно, виграти № 9 (для Крічева) трохи зменшена. Для басейну р. Десни загальний напрям залежності між модулями максимумів і площами басейнів визначається не досить чітко

¹⁾ Див. Д. Л. Соколовский, Максимальные модули снегового стока рек Ленинградской области и Карелии и методы их расчета, Записки ГГИ, т. X, Ленинград, 1933.

в зв'язку з зовсім недостатнім числом точок — усього чотири точки, з яких дві по басейну р. Сейма, очевидно, не треба вважати "характерними" для решти частини басейну р. Десни.

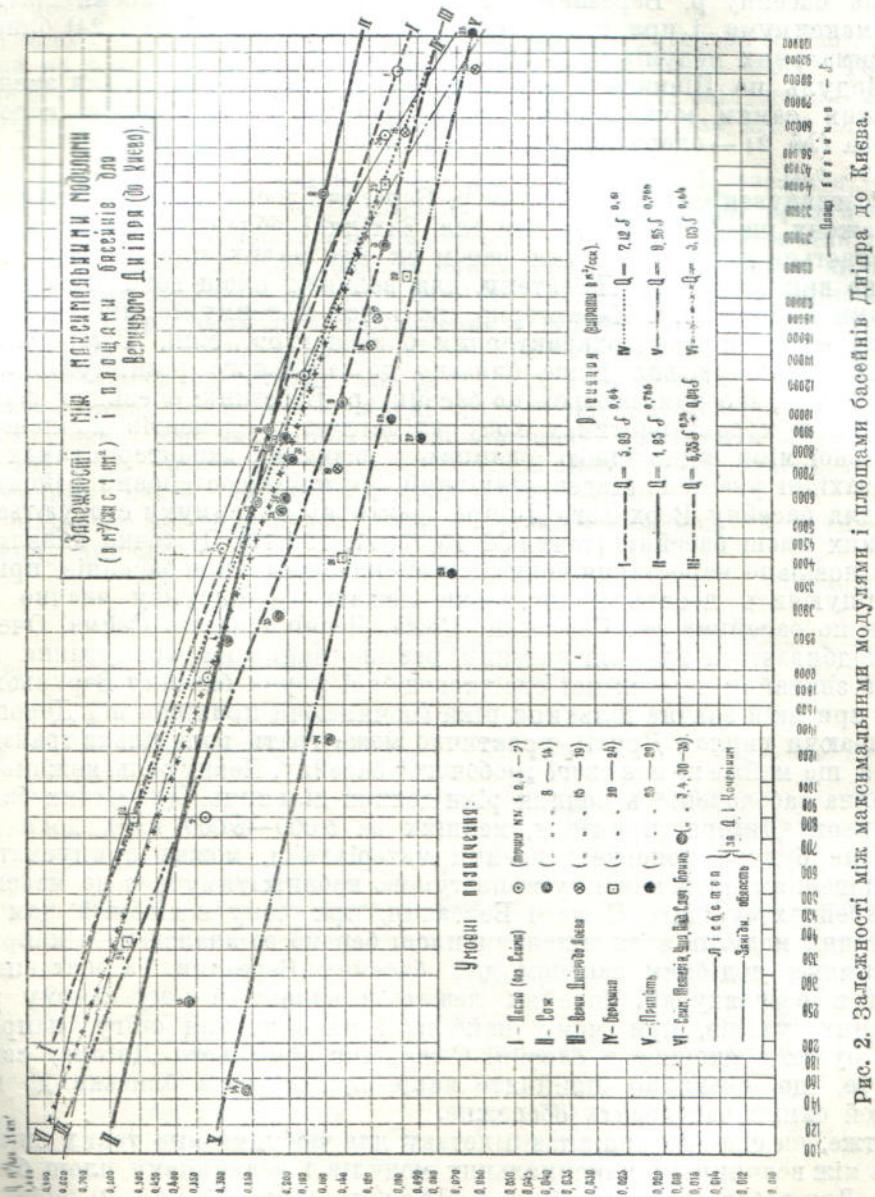


Рис. 2. Залежності між максимальними модулами і площами басейнів Дніпра до Києва.

Добре взяти на увагу точки суміжних басейнів, а саме по р. Опі до Ориї (№ 5) і по р. Вад (№ 6), то виявляється така закономірність: для великих площ басейну ($F > 9000-10000 \text{ км}^2$) модулі по басейну р. Десни менші, ніж по р. Сожу, далі ж вони зростають значно швидше. Перше можна, очевидно, пояснити не таким вигідним розміщенням приток, як на р. Сожу, для якої сформованої Десви коло м. Червігова і вище. Крім цього на модулі для Чернігова відбуваються, очевидно, і зміжені модулі р. Сейма, басейн якого розміщений більш на південь; щодо згучніших

модулів для малих площ басейну р. Десни, ніж для р. Сожа, то в зв'язку з більш східчастим положенням, і, очевидно, трохи більш горбастим рельєфом, ця обставина також здається досить правдоподібною.

Для басейну р. Березини і суміжного з останнім басейну р. Немана два максимуми, і при тому досить надійні (точка № 21 і 24) близькі до максимальних модулів р. Десни.

Модуль по Шацилкам (№ 20), без сумніву, виявляється зменшеним і таким самим можна припускати модуль по р. Свіслочі коло Теребутова (№ 21 — одержано за екстраполяцією побудованої кривої витрат на 138 см).

Розглядувані дані по басейну р. Березини досить виразно стверджують зауважену ще Д. І. Кочеріним для Західної області закономірність, яка виявляється в тому, що тим часом як для малих площ максимуми тут значно вищі, ніж для Лісостепу, для великих площ вони нижчі за максимуми в Лісостепу. Характерно, що точки максимумів, які відповідають розгляненiem вище однохарактерним басейнам рр. Уші, Тетерева і Півд. Случа, розміщуються дуже близько до загального розміщення точок максимумів, що намічаються по басейну р. Березини; очевидно фактична різниця в характеристиках ходу кліматичних елементів компенсується до певної міри відповідною різницею у фізичних характеристиках басейнів (західні ували і південнозахідний яружно-лісостеповий район). Нарешті для басейну Верхнього Дніпра фактичні максимуми стосуються лише значних площ басейнів (точки № 15, 16, 17, 18 і 19). Ці точки виявлюють досить повільне нарощання модулів із зменшенням площ басейнів, при чому, розміщаючись досить згідно, вони лежать на рисунку значно нижче точок по басейнах рр. Березини, Сожа, Десни і навіть Сейма. Очевидно, тут відбувається вже відзначений раніше вплив на формування максимумів звичайно подовженої стрічкоподібної форми басейну Верхнього Дніпра, при якій значна дільниця ріки (починаючи приміром від Дорогобужа і кінчаючи гирлом Другі), практично може грати роль тільки транзитного русла, що майже не має свого „робочого“ басейну. Певну роль, можливо, грав і значна заболоченість долини ріки деяких дільниць. Для малих басейнів Верхнього Дніпра (приміром, менших за 5 000—6 000 km^2), доки наявні дані не будуть поповнені новими матеріалами, можна припускати, що з зменшенням площ максимуми поступово наближатимуться до максимумів по басейнах сусідніх Сожа і Березини, при чому невідомий нам закон зростання модулів з зменшенням площ беремо за аналогією з найрізкіше вираженим подібним законом для басейну Березини. Та обставина, що всі три розглядувані басейни лежать в одному й тому самому районі західних увалів, при чому найбільші накопичення снігу наприкінці зими бувають скоріше в басейні Сожа, ніж Верхнього Дніпра, свідчить про те, що, очевидно, прийняті вище пропущення близьке до істини і в той самий час досить обережне.

Отже, усе сказане вище дає підставу для побудування таких співвідношень між величинами максимальних модулів і величинами площ басейну:

1) Для заболочених басейнів р. Пригаті крива V (рис. 2), орієнтована на точки № 25, 26, 27 і яка проходить трохи вище точки № 34 для заболоченої, що протікає в лісистому районі, р. Здвиж сусіднього басейну р. Тетерев; точка № 14 по р. В. Натопі (басейн р. Сожа) також дає менший максимум, ніж намічений напрям кривої V;

2) для басейну Сожа крива II, орієнтована на точки № 8, 10, 11, 12 і яка проходить вище точки № 13; напрям цієї кривої виявляється паралельним попередній;

3) крива I для басейну Десни (без Сейма) орієнтована на точки 1, 2, 5, 5а і 6;

4) крива III для басейну Верхнього Дніпра до Лоєва, орієнтована на точки № 15, 16, 17, 18, і 19 і направлена далі паралельно найбільш крутій кривій, що відповідає басейнові Березини;

5) крива IV для басейну Березини (незаболочені ріки), орієнтована на точки № 22 і 23;

6) крива VI, що об'єдає басейни рр. Сейма, Тетерева й Уші, орієнтована на точки № 3 і 4 (р. Сейм) і точки № 31, 32, 33 (Уша і Тетерів).

Це останнє узагальнення відповідає закономірності збільшення модулів (із зменшенням площ басейнів), аналогічній тій, яка має місце для сусідньої р. Десни.

З одержаних шести кривих найменш надійною треба вважати, очевидно, криву для Верхнього Дніпра до Лоєва; само собою зрозуміло, що її решту співвідношень треба розглядати як перше наближення до дійсності. Відзначмо, що кінцеві дільниці побудованих кривих виявилося дуже зручним вивіряти побудуванням їх у звичайних (не логарифмічних) масштабах і при тому при зіставленні з площами басейнів не модулів, а абсолютно величин витрат (в $m^3/сек$); при такому способі побудування для всіх кривих одержуємо ще одну додаткову точку: $Q=0$ при $F=0$. Доцільно припускати, що знайдені співвідношення можуть бути застосовані тільки для значніших площ, порядку починаючи з F рівному 150—200 km^2 ; просту екстраполяцію одержаних співвідношень за вказані граници навряд чи можна вважати допустимою.

Аналітично всі відзначенні вище співвідношения можуть бути подані в такому вигляді:

Таблиця 10

№ рівнянн	Назва басейнів	Рівняння для:	
		q в $m^3/сек$ з 1 km^2	Q в $m^3/сек$
I	Десна (без Сейма)	$q = \frac{5,89}{F^{0,36}}$	$Q = 5,89 \cdot F^{0,64}$
II	Сож	$q = \frac{1,85}{F^{0,34}}$	$Q = 1,85 \cdot F^{0,766}$
III	Верхній Дніпро (до Лоєва)	$q = \frac{6,35}{F^{0,44}} + 0,04$	$Q = 6,35 \cdot F^{0,56} + 0,04 \cdot F$
IV	Березина	$q = \frac{7,12}{F^{0,39}}$	$Q = 7,12 \cdot F^{0,61}$
V	Прип'ять	$q = \frac{0,95}{F^{0,234}}$	$Q = 0,95 \cdot F^{0,766}$
VI	Сейм, Тетерів, Уша, Півд. Случ, Горинь	$q = \frac{5,05}{F^{0,36}}$	$Q = 5,05 \cdot F^{0,64}$

Отже, з шести розглянених районів для п'яти шукані співвідношення виявилося можливим виразити у вигляді простих рівнянь одночленного вигляду.

Знайдені співвідношення, власно кажучи, відбивають закономірності, які випливають з загальних характеристик, властивих вихідним для побудов окремим басейнам і, очевидно, типових для ландшафту виділених основних басейнів. Одержані залежності, очевидно, зовсім не враховують всіх можливих і, мабуть, досить значних коливань в характеристиках окремих частин басейнів, які можуть траплятися як винятки з загаль-

ної середньо-типовій картини. Коливання ці, загалом кажучи, можуть мати місце як в напрямі таких комбінацій рельєфу і покриву, які можуть знижувати знайдені норми, так і в напрямах, які конче вимагають збільшення знайдених норм. Так, наприклад, в заболоченому басейні р. Прип'яті в басейни (крім виділених раніш басейнів Півд. Случа, Уші і Горині), які виходять з ряду типових для всього басейну, як, наприклад, верхів'я р. Пітічі, з ландшафтом, типовим для району західних увалів. Немає сумніву, що для цього останнього випадку застосування загального рівняння, виведеного для басейну р. Прип'яті, буде невірне. Так само в басейні Верхнього Дніпра можна відзначити майже суцільно заболочені низинні невеликі річки, для яких загальні для всього басейну Верхнього Дніпра залежності повинні давати перевільнені результати.

Тому загальний вираз для обчислення розрахункових максимальних витрат Q_p треба написати в такому вигляді:

$$Q_p = m \cdot Q, \quad (16)$$

де m — коефіцієнт, який ураховує окрім особливості того або іншого конкретного басейну і може бути більший або менший за одиницю.

Нагадаємо, що інж. Д. І. Кочерін у виведені ним норми максимальних витрат вважав потрібним вводити поправочні коефіцієнти, які мають на увазі тільки зниження нормальних максимумів і при тому тільки для площ до 2 000—5 000 km^2 ; для цих поправочних коефіцієнтів Д. І. Кочерін дав такий вираз:

$$K = \delta \cdot \beta, \quad (17)$$

де: $\delta = 0,70$ — для болотистої рівнини і плоского степу;

$\delta = 0,85$ — для мало хвилястої рівнини;

$\delta = 1$ — для всіх інших випадків;

$\beta = 1 - 0,3 \gamma$, де γ — відносна лісистість даного басейну (в частках від усієї площи басейну); для $F > 2000 - 5000 \text{ km}^2$ поправочні коефіцієнти Д. І. Кочерін приймає рівні одиниці; граничне зменшення нормального максимуму буває при $\gamma = 1$ і $\delta = 0,70$, що дає: $K = 0,49$.

Отже, наш коефіцієнт m в загальному випадку не збігається з значенням коефіцієнта K Д. І. Кочеріна.

Зазначений коефіцієнт m , очевидно, повинен бути функцією від цілого ряду характеристик басейну: рельєфу, заболоченості, лісистості, форми басейну, характеру долини та інших, менш істотних; інакше $m = a, b, c, \dots$, де a, b, c — окрім коефіцієнти, що враховують окрім характеристики конкретних басейнів. Очевидно, при встановленні величин a, b, c, \dots треба було б прийняти їх за рівні одиниці для характеристик, властивих тим окремим басейнам, з максимумів для яких виведені основні рівняння в табл. 10 і шукати варіації цих коефіцієнтів для інших характеристик. Через відсутність відповідних даних і в зв'язку з загальною недослідженістю розглядуваного питання, поки доводиться стати на шлях спрощуючих наближень. Приймаємо за основні характеристики, що їх належить враховувати для коректування одержаних нормальних залежностей, дві такі: 1) заболоченість басейну при плоскому рельєфі (a), 2) лісистість басейну (b), тобто вважаємо, що: $m = a \cdot b$, де a і b можуть мати в основному подвійне значення: a_1 і b_1 — редукція відповідно від незаболочених басейнів і малої лісистості до басейнів заболочених і значної лісистості; a_2 і b_2 — редукція протилежного порядку.

Значення a_1 і b_1 , відповідно до викладеного вище, повинні бути диференційовані відповідно до окремих умов побудування одержаних нормальних співвідношень. Розглянемо послідовно з цього погляду виконані основні побудування.

1) В основу побудови залежностей для Десни (без Сейма) і Сожа покладені максимуми, які відповідають рікам незаболоченим, з горбастим рельєфом басейну і відповідають лісистості до 40—50%. Доцільне введення редукційних коефіцієнтів, які враховують заболоченість і більш значну або меншу значну лісистість.

2) Для Верхнього Дніпра, при площах басейнів, менших за 5000—6000 км², побудована залежність враховує закономірності, близькі до співвідношень для басейнів Сожа і почасти Березини; для більших площ одержані норми нижчі за норми для Березини, Сожа і Десни і, очевидно, шируч їз своєрідною конфігурацією басейну, відбили фактичний вплив заболочених і лісистих частин басейну. В зв'язку з цим, для басейну Верхнього Дніпра вважаємо можливим вводити редукцію як на заболоченість і лісистість, так і на відсутність заболоченості і лісистості; розмірністі редукції можна прийняти, очевидно, рівним, приміром, половинному розмірові для басейнів Сожа і Десни.

3) По басейну Березини одержана залежність відповідає незаболоченим басейнам з середньою лісистістю; точка № 21, що відповідає частково заболоченому басейнові, лежить нижче одержаного співвідношення; поправки на заболоченість і лісистість можливі,— в останньому випадку при лісистості, більшій за 30—40%.

4) По басейну Прип'яті (без Уші, Горині і Півд. Случа) одержана побудова, основана на даних по заболочених ріках басейну (точки № 25, 26, 27, 34); у цьому випадку, очевидно, потрібні поправки на відсутність заболоченості, а також на лісистість, більшу або меншу, ніж в середньому 20—35%.

5) По басейнах Сейма, Тетерева, Уші і Півд. Случа, відповідно до їх характеристик і відповідно до сказаного вище, одержана залежність передбачає можливість введення поправок на заболоченість, а також на збільшенну лісистісті.

Для визначення ймовірних числових величин відшукуваних редукційних коефіцієнтів, через відсутність інших даних, для врахування заболоченості приймаємо за основу коефіцієнт, запропонований Д. І. Кочеріним:

$$a_1 = \delta = 0,70, \quad (18)$$

а для лісистості, йдучи за німецькими нормами,—

$$b_1 = \beta = 1 - 0,4 \gamma; \quad (19)$$

тоді величину a_2 можна прийняти наближено рівною 1,30. Вважаємо протягом трохи збільшити цю величину, ґрунтуючись на фактично одержаних співвідношеннях для Прип'яті і сусідньої Березини, а саме приймаємо $a_2 = 1,50$. Для врахування лісистості уявляється доцільнішим, виходячи з виразу (19), дати для окремих вибраних градацій лісистості тверді величини редукційних коефіцієнтів, нехтуючи (з зрозумілих причин наближеності розрахунку) детальною диференціацією величин $b_1 = \beta$, які виникають виразом (19).

Намічаемо такі варіації поправочного коефіцієнта на лісистість: для 50—75%—0,80 і 0,90; для 75—100%—0,70 і 0,80; для 0—15%—1,25, залежно від прийнятої за одиницю лісистості басейнів. Значення для врахування лісистості в 0,70 і 0,80 прийнято з припущення, що басейни, взяті для побудувань для випадків I, II, III, IV і V, мають лісистість порядку 20—35%, а басейни VI—порядку 10—15% (зважаючи на невеликі розниці, для простоти всі цифри закруглено). Значення в 1,25 намічаемо, виходячи з наведених Д. І. Кочеріним даних, які свідчать про те, що менший при γ в німецьких нормах приймається нерідко більший, ніж 0,4.

При вибраних значеннях a і b одержуємо результативну редукцію від норм для заболочених рік Прип'яті до норм, які відповідають басейнам незаболоченим з малою лісистістю, рівну $1,25 \times 1,50 = 1,9$; це дає збільшення прип'ятських норм, приміром, до норм сусідніх незаболочених рік Березини.

Результативна редукція для переходу від незаболочених басейнів Березини до заболочених басейнів цього ж району, що мають значну лісистість, одержується рівною $0,70 \times 0,70 = 0,49$, що дає величини модулів на 0—35% більші, ніж модулі по сусідніх заболочених басейнах Прип'яті, тобто досить обережне зменшення. Результативна редукція для басейнів Верхнього Дніпра дає максимальне збільшення в $1,25 \times 1,25 = 1,57$, що наближає результати обчислень до величин модулів по сусідніх басейнах Сожа або навіть Десни (для менш значних басейнів); максимальні зменшення маємо тут порядку до $0,80 \times 0,80 = 0,64$, щебто до величин на 10—40% більших, ніж по басейну р. Прип'яті. Нарешті, для групи басейнів, об'єднаних під нумером VI, максимальна можлива редукція на зменшення дає величини, близькі до таких самих величин по заболочених басейнах р. Прип'яті.

Усі вказані вище редукційні коефіцієнти вважаємо можливим застосовувати до басейнів з площами, меншими, ніж $4000—5000 \text{ км}^2$, приймаючи їх для більших басейнів за рівні одиниці. Таке обмеження, майже збігаючись формально з прийнятим інж. Д. І. Кочеріним для його редукційних коефіцієнтів, має, проте, трохи інші обґрунтування, тому що заболоченість великих басейнів, яка є в басейні р. Прип'яті, врахована мною відповідною нормальнюю залежністю, — для інших же басейнів поширення заболоченості і збільшеної лісистості на більші площи проти прийнятих практично навряд чи можливо.

Отже, кінець-кінцем, відповідно до всього сказаного вище, можна дати розрахункові величини редукційних коефіцієнтів, зведені в табл. 11.

Габлиця 11

Редукційні коефіцієнти для $F < 4000—5000 \text{ км}^2$

№ нормальних рівнянь	Основні басейни	Плоский заболочений рельєф	Лісистість 15—40 %	Лісистість 50—75 %	Лісистість 75—100 %	Відсутність лісистості (0—15 %)	Відсутність лісистості і плоского рельєфу
I, II, IV	Десна (без Сейма), Сож, Березина	0,70	1,00	0,80	0,70	1,25	1,00
III	Верхній Дніпро до Лоєва . . .	0,80	1,00	0,90	0,80	1,25	1,25
V	Прип'ять . . .	1,00	1,00	0,80	0,70	1,25	1,50
VI	Сейм, Тетерів, Уша, Півд. Случ, Горинь	0,70	0,85	0,80	0,70	1,00	1,0

Наведені розрахункові редукційні коефіцієнти, будучи, безперечно дуже наближені, все таки, як це видно з викладеного вище, дають досить правдоподібні результати. Дальше уточнення їх є справа майбутнього і можливе при наявності нових додаткових даних.

§ 10. Прикінцеві зауваження

Одержані вище залежності для шести виділених мною районів в басейні Верхнього Дніпра відповідають, як зазначалось, нормальним розрахунковим витратам, тобто відповідають нормальній статистичній забезпеченості в 1—2%. Для переходу від цих останніх величин до встановлених мною двох інших можливих величин розрахункових максимумів, а саме: 1) граничного можливого ($p = 0,1\%$ або $p = 0,05\%$) і 2) полегшеного ($p = 3\%$ або $p = 5\%$), треба керуватись співвідношеннями (A) та (B), наведеними в разд. I, наприкінці § 5 (див с. 140—141).

Отже, пропоновані розрахункові співвідношення для басейнів Верхнього Дніпра дозволяють диференціювати величини розрахункових максимумів не тільки залежно від окремих особливостей окремих конкретних басейнів, але й виходячи з важливості і ступеня відповідальності проектованої споруди.

Дальша деталізація одержаних залежностей, як вже відзначалось, можлива на основі більших матеріалів, ніж ті, які ми можемо мати тепер. Зокрема хочеться відзначити крайню бажаність для детальних досліджень не тільки величин максимальних витрат, але й фізико-географічних характеристик окремих басейнів, особливо узагальнюючих характеристик їх рельєфу, форми, лісистості, заболоченості і характеру річної заплави. Такі дані можуть послужити надійною базою для певніших і ще детальніших побудов, які забезпечать найправильніший шлях для належного розв'язання поставленого питання.

1933—1934 pp.

ЛІТЕРАТУРА

1. Flood Flows, by Weston E. Fuller, Trans. American Society of Civil Engineers, 1913.
2. Creager and Justin, Hydro-electric Handbook, New York, 1927.
3. Л. Коревицкий, Опыт применения „пределного правила трех сигма“ для определения максимального возможного расхода воды, „Вестник ирригации“, январь 1928, № 1, Ташкент, 1928.
4. В. Я. Рискин, Определение величины максимального паводка, „Вестник ирригации“, май 1928, № 5, Ташкент, 1929.
5. Инж. Д. Л. Соколовский, Применение кривых распределения к установлению вероятных колебаний годового стока рек европейской части СССР, Энергострой, вып. III, Гостехиздат, Ленинград, 1930.
6. Проф. И. Г. Александров, Днепрострой, т. I, Исследования, Москва, 1929.
7. Проф. А. В. Огієвський, Максимум поводі 1931 р. коло м. Києва в історичній перспективі, „Вісті НДІВГУ“, т. V, в. I, Київ, 1932.
8. П. А. Ефимович и С. В. Титов, Уравнение повторяемости паводков У. Фуллера в системе фактической вариации весенних максимумов, „Известия Гос. гидролог. ин-та“, № 54, Ленинград, 1933.
9. Л. К. Коревицкий, Сравнение методов Пирса, Хортоня, Рискина и автора по определению максимального расчетного расхода, „Труды Второго всесоюзного гидрологического съезда“, 1928, ч. 2, Ленинград, 1929.
10. Проф. А. В. Огієвський, Гідрологія (басейнів суходолу), ОНТВУ, Київ, 1932.
11. Инж. Н. П. Чеботарев, Метод определения максимальных (и других характерных) расходов и применение его к рекам Украины, „Бюллетень Укргидропода“, Харьков, 1933 (литограф); Тезисы (рукопись), первый вариант (1933).
12. В. Бригер и Дж. Джестин, Гидроэлектрический справочник, т. I, перев. инж. Т. Ширинской и Г. А. Глазенап, под ред. инж. П. А. Ефимовича, Энергоиздат, 1934.
13. Инж. Д. И. Кочерин, Вопросы инженерной гидрологии, Энергоиздат, Москва, 1933.

Проф. А. В. Огиевский

Нормы расчетных максимумов, в частности для бассейнов
р. Днепра выше Киева

Резюме

Работа распадается на две части. В первой части рассматриваются построения расчетных схем для экстраполяции расчетных максимальных расходов во времени, т. е. для вычислений по заданным расходам, отвечающим какой-либо вероятности, расходов, вероятных в перспективе более длительных или более коротких промежутков времени. Автор констатирует, что в этом отношении имеется целый ряд различных предложений: 1) соотношения Фуллера, рекомендованные в свое время инж. Д. И. Кочериным, 2) способ вычислений максимумов различной обеспеченности по Фостеру, нашедший в настоящее время особо широкое распространение в практике проектирующих организаций СССР, 3) способ построения индивидуальных кривых распределения, 4) способ применения клетчатки вероятности, 5) предложение Коревицкого, 6) предложение Рискина.

Детально анализируя каждый из этих способов, автор констатирует, что в то время как последние два из вышеназванных способов имеют в виду определение только лишь каких-то предельно — мыслимых величин максимальных расходов, первые четыре способа, идентичные по своей идее, предусматривают возможность вычисления максимумов для любой статистической обеспеченности. Совершенно очевидно, что формула Фуллера с параметрами, выведенными для условий Америки, не приемлема в наших условиях и требует соответствующей проверки. Разбирая далее детально способ вычислений по Фостеру, автор приходит к выводу, что вытекающие как будто бы из общей теории кривых распределения стройность и определенность решения при применении расчетных данных Фостера, по сути в значительной мере являются фиктивными; устанавливается вполне законная возможность крупных ошибок различных знаков, лишающих способ решения по Фостеру значения сколько-нибудь обоснованной схемы для детальной дифференциации расчетных максимумов по различным степеням обеспеченности, вопреки существующим тенденциям, получающим все более и более широкое распространение. Обращая далее внимание на нецелесообразность детальной дифференциации расчетных максимумов и с точки зрения физического толкования таковых, автор обосновывает выдвигаемое им новое предложение различать только три основных категорий расчетных максимумов: 1) нормальной (Q_n) для расчета обычных ответственных сооружений, 2) предельный (катастрофический — Q_e) — для расчета особо важных и особо ответственных сооружений и для проверки обычных ответственных сооружений, во с допущением крайнего напряжения в работе их водосбросных отверстий (и даже частичных разрушений) и 3) облегченный (Q_o) — для временных и мало ответственных сооружений. Нормальные расчетные максимумы, отвечающие вероятности поступления 1 раз в 50—100 лет, могут находиться или по данным действительных наблюдений или же по эмпирическим формулам типа предложенных инж. Д. И. Кочеринным. Для перехода от нормальных расчетных максимумов к иным предельным и облегченным — автор предлагает пользоваться осредненными стандартными переходными коэффициентами, находимыми для отдельных более или менее значительных районов по принципам, отвечающим схеме построения зависимости Фуллера. Соответствующая проработка материалов по максимальным рас-

ходам 15 различных рек бассейна р. Днепра (см. рис. 1) подтвердила вполне достаточную практическую устойчивость таких коэффициентов для бассейнов, объединенных в две группы: 1) с $F > 3000 \text{ км}^2$ и 2) с $F < 3000 \text{ км}^2$. Эти переколные коэффициенты, вычисленные по формулам (6) и (7), весьма существенно отличающиеся от американской формулы Фуллера, даны в виде двух сводок в конце § 5, в соотношениях (A) и (B) (с. 141—142).

Вторая часть работы посвящена вопросу о построении (для рассматриваемых бассейнов) интерполяционных зависимостей для вычисления нормальных расчетных максимумов. Автору удалось собрать новые, довольно обширные данные по максимумам различных рек системы Днепра выше Киева, а именно — 36 расходов (против 7—8 максимумов, положенных в основу соответствующих построений инж. Д. И. Кочерина). На основе детального анализа собранных данных, автор построил шесть различных зависимостей для шести различных бассейнов р. Днепра выше Киева (в то время как этим бассейнам отвечали только две формулы Д. И. Кочерина); эти зависимости приведены на рис. 2 и в табл. 10. Имея в виду, что каждая из найденных зависимостей отвечает каким-то средним характеристикам отдельных бассейнов, данные по которым положены в основу построений, автор считает необходимым далее, хотя бы в первом приближении, оценить возможное увеличение (или уменьшение) получаемых по выведенным соотношениям нормальных расчетных максимумов в зависимости от тех или иных характеристик частных бассейнов, отклоняющихся от средних, положенных в основу построения. В отличие от положений инж. Д. И. Кочерина, автор, в связи со сказанным, считает, что наряду с обстоятельствами,ющими обусловить уменьшение результатов, даваемых выведенными формулами (как, напр., более значительная лесистость, чем для исходных бассейнов; наличие заболоченности частного бассейна при отсутствии таковой для исходных) — могут иметь место и обстоятельства, могущие обусловить увеличение результатов исчислений по формулам (как, напр., менее значительная лесистость, чем для исходных бассейнов; отсутствие заболоченности и т. п.). Исходя из этих положений и основываясь на соответствующих оценках Д. И. Кочерина, а также на немецких нормах, автор далее составляет расчетную таблицу поправочных коэффициентов β , учитывающих конкретные особенности отдельных бассейнов; данные эти приведены в табл. 11 (с. 145).

В результате разработанная автором схема расчетов дает возможность дифференцировать величины расчетных максимумов не только в зависимости от особенностей отдельных конкретных бассейнов, но и исходя из степени ответственности и важности проектируемых сооружений. При всем несовершенстве разработанных зависимостей, нуждающихся, повидимому (как и всякие иные эмпирические зависимости), по мере накопления новых материалов в дальнейших коррективах — найденные соотношения, несомненно, более близко отражают действительность, чем те зависимости, которыми для данного района приходилось пользоваться ранее; новые зависимости в то же время более гибки и более универсальны.

Prof. A. W. Ogiewsky

Über die Normen der Höchstwassermengen im besonderen für die Flussgebiete des Dnieprstromes oberhalb Kiews

Zusammenfassung

Neuerdings tritt in unserer Literatur sowie in der Praxis vieler projektierender Anstalten eine Richtung zutage, die offenbar die Bedeutung rein statistischer Einschätzungen in der Hydrologie zu hoch veranschlägt. Dies gilt auch speziell für die Anwendungsmöglichkeit der statistischen Einschätzungen für die Bestimmung rechnerisch zu ermittelnder Höchstwassermengen. Im besonderen sind Vorschläge gemacht worden, die auf eine eingehende Differenzierung der rechnerischen Maxima, je nach dem Grad der Sicherheit, hinzielen, und zwar aus der Erwägung heraus über einen gewissen Termin einer möglichen und zweckmässigen Arbeit der hydrotechnischen Anlagen.

Verf. zeigt genau, dass es theoretisch und praktisch zweckdienlich ist, blos drei grundlegende Kategorien von Höchstwassermengen zu unterscheiden: einen „normalen“ Wert (Q_n), einen „katastrophischen“ (Q_k) (für den Fall besonders wichtiger Konstruktionen) und einen „abgeschwächten“ (Q_a) (für nicht verantwortliche Anlagen).

Eine entsprechende Durcharbeitung des Materials betreffend die Höchstwassermengen für fünfzehn Flüsse im Dnieprstromgebiet hat erwiesen, dass bei Benützung der Methode des amerikanischen Hydrologen Fuller, man, selbst unter Verhältnissen eines so ausegedehnten Stromgebiets, typische Übergangskoeffizienten von „normalen“ Höchstwassermengen zu den zwei sonstigen vorerwähnten Kategorien festlegen kann. Beigegebene Verhältnisse (A) u. (B) (s. 140—41) zeigen diese Übergangskoeffizienten für die Bassins des Dniepr (oberhalb Kiews). Mithin ist die Möglichkeit gegeben, statt der in bedeutendem Masse fiktiven Detaillierung der Höchstwassermengen nach der recht häufig angewandten Fosterschen Methode, zweckmässigerweise, die Bahn regionaler Bestimmung der Übergangskoeffizienten von Q_n bis Q_k und Q_a zu betreten.

Zur Bestimmung von Interpolationsabhängigkeiten für „normale“ Höchstwassermengen, d. h. solcher Abhängigkeiten, deren man sich im Falle eines Nichtvorhandenseins tatsächlicher Beobachtungen bedienen kann, ist es, dem Erachten des Verfassers zufolge, am zweckentsprechendsten, eine Stellungnahme zu vertreten, die analog ist dem bei uns in der Union weitgehend (erstmalig vom Ingenieur D. I. Kotscherin) angewandten Verfahren, indem man jedoch eine detailliertere Regionierung dieser Abhängigkeiten vornimmt und nach Möglichkeit auf die Einzelheiten der besonderen Einwirkung der konkreten Verhältnisse der individuellen Bassins des gegebenen Bereichs auf die Grössen Q_n , eingeht.

Aus diesen Prinzipien heraus, sind vom Verf. für die Bestimmung der „normalen“ Berechnungsmaxima, auf Grund einer Ausarbeitung und eingehender Analyse seines neuen Sammelmaterials betreffend die Höchstwassermengen der Flüsse des Dnieprstromgebiets oberhalb Kiews (36 Höchstwassermengen statt der 7—8, die dem Ing. D. I. Kotscherin zur Verfügung standen), sechs Abhängigkeiten für sechs Regionen gleichen Charakters im Dnieprbecken oberhalb Kiews (anstatt der zwei Regionen Kotscherins) konstruiert worden. Diese Abhängigkeiten sind in Tab. 10 vermerkt und ist für dieselben eine kleinere Tabelle (s. Tab. 11) zusammengestellt worden, die dem Einflusse besonderer konkreter charakteristischer Merkmale der einzelnen Flussgebiete, den ausgesonderten Regionen nach, Rechnung tragen soll. Somit setzt sich dieses, vom Verf.

vorgeschlagene Berechnungssystem der Höchstwassermengen aus Abhängigkeiten zweier Typen zusammen: 1. aus solchen für den Übergang von einer der obengenannten drei grundlegenden Kategorien der Höchstwassermengen zu einer sonstigen Kategorie. Dies ist zu bewerkstelligen, indem man von einer gewissen Einschätzung der stattfindenden maximalen Wassermengen und der konkreten Bedeutung der betreffenden Anlage ausgeht; man hat demnach hier eine zeitliche Extrapolation der Höchstwassermengen; 2. aus Abhängigkeiten für Interpolationsberechnungen der maximalen Wassermengen im Falle des Nichtvorhandenseins von Beobachtungsbefunden; hier haben wir es also mit einer flächenmässigen (einer geographischen) Interpolation zu tun.

Das erhaltene Berechnungssystem der Höchstwassermengen zeichnet sich durch recht bedeutende Flexibilität aus, weshalb sowohl die konkreten charakteristischen Merkmale der zu projektierenden Anlagen, als auch solche der einzelnen Regionen, sei es auch bloss in erster Annäherung, errechnet werden können. Die ermittelten rechnerischen Interpolationsabhängigkeiten entsprechen offensichtlich mehr der Wirklichkeit, als die schematischen Abhängigkeiten D. I. Kotscherins, deren man sich bislang bediente.

Інж. А. І. Прядченко

Гідрометеорологічні залежності для обчислення сезонного стоку (для р. Дніпра коло м. Києва)

§ 1. Загальні зауваження

Для визначення величини стоку зроблено було численні спроби знайти формули загального характеру, які виражають стік у вигляді функції від різних факторів стоку. Через те, що на стік найбільше впливають опади, цілий ряд дослідників намагались знайти емпіричні залежності для висоти шару стоку від опадів (Келлер, Пенк, Уле, Оппоков та ін.).

Далі, ряд інших дослідників (Веліканов, Ішковський, Меэр, Оппоков та ін.) робили спробу визначити стік формулами, які, крім опадів, охоплюють інші фактори стоку. Більшість авторів намагались дати залежності тільки для норм річних значень стоку, як більш згладжених, і лише небагато дослідників мали на увазі річні і сезонні його значення.

Для визначення характеристик стоку р. Дніпра коло Києва досі існували такі формули: формули, що визначають річні величини стоку, виведені проф. А. В. Огієвським¹⁾; формули для визначення стоку зимового сезону, виведені проф. А. В. Огієвським²⁾; формули для визначення стоку весняного періоду, виведені Е. В. Оппоковим³⁾, і ряд формул для визначення помісячного стоку, виведених проф. А. В. Огієвським, а також автором цієї роботи.

Ця робота має на увазі завершити розпочаті ще в Службі гідрологічних оповіщень Дніпробуду проробки довгострокових прогнозів сезонних характеристик стоку і по змозі спробувати знайти нові, або уточнити старі формули визначення сезонного стоку за метеорологічними фактами, які супроводжують його.

Починімо розгляд питання з весняного періоду, як найбільш інтересного, що дає найзначнішу частину річного стоку. Усі наведені нижче формули виведені без застосування методу кореляції, який при гідрологічних обробках часто затемнює дійсні значення впливаючих факторів, тому що метод кореляції, даючи найвигідніші середні співвідношення між даною комбінацією величин, утруднює врахування причин різкого випадання тих або інших окремих точок, які не підлягають середнім співвідношенням⁴⁾.

¹⁾ Проф. А. В. Огієвский, Режим стока Верхнего и Среднего Днепра, с. 278 і далі, вид. НИИВХУ и Днепростроя, К. 1932.

²⁾ А. В. Огієвский, О подземном питании р. Днепра, Исследования рек СССР, вып. IV, вид. ГГН, Л., 1933.

³⁾ Проф. Е. В. Оппоков, Корелятивный зв'язок між витратами р. Дніпра в м. Києві та атмосферними опадами і температурою в його басейні вище м. Києва, Інформаційний бюллетень Укрмету, ч. 1—3, т. III, К. 1927.

⁴⁾ Див, проф. А. В. Огієвский, Основные черты методики гидропрогнозов для р. Днепра, Збірник „Основные итоги работ службы гидрологических оповещений Днепростроя“, вид. Днепростроя, Київ, 1934.

Виходячи з цього, побудування формул виконувалось так. Брали сезони, що мають приблизно однакові значення стоку. Для цих самих років виписували кліматичні елементи або інші величини, що можуть впливати на стік. Далі, з вибраних років брали роки, що різняться один від одного тільки одним якимнебудь елементом, наприклад — температурою, і за ними добирали формулу, яка враховує вплив цього елементу при порівнюючи близьких одна до одної величинах інших вибраних факторів.

Далі брали другу комбінацію років, в яких попередній змінний фактор стоку вибирало постійним, а змінною величиною був другий фактор, наприклад, опади. Формула, виведена в першому випадку, видозмінювалась, враховуючи нову систему факторів стоку. Отже, копітком і тривалим підбором визначався остаточний вигляд формул. Нижче будуть наведені як самі формули, так і характеристики величин похибок, одержаних при їх застосуванні.

§ 2. Формули для весняного стоку

Як вже згадувалось вище, для визначення весняного стоку р. Дніпра коло Києва акад. Є. В. Оппоков запропонував формули:

$$y = 0,869 (x - 236,6) \quad (1)$$

$$y = 0,405 x - 10,14 \Delta t - 5,8, \quad (2)$$

де:

y — весняний стік в мм з березня до червня;

x — атмосферні опади з листопада до травня;

Δt — відхилення від норми ($-5,7^{\circ}\text{C}$) температур за XII—II; всі наведені величини беруться по басейну Дніпра до Києва.

Формули ці виведено на основі 32-літніх даних з 1877 до 1908 р.

Вміщена нижче таблиця 1 характеризує похибки при обчисленні стоку за цими формулами (див. також рис. 1).

Ця таблиця складена за даними, опублікованими в „Інформаційному бюллетені Укрмету“, вип. 1—3, т. III, 1924 р., с. 12, і не продовжена до останніх років спостережень, тому що дані про стік за нові роки, наведені у проф. А. В. Огієвського в „Режиме стока Верхнего и Среднего Днепра“, не порівнювані з уміщеними в акад. Є. В. Оппокова через різний підхід авторів до обчислення стоку [врахування розмиву дна, різні криві $Q=f(H)$].

Нові дослідження намітили шляхи до вдосконалення й розвитку формул акад. Є. В. Оппокова.

Дослідження ці провадились з тим припущенням, що атмосферні опади теплого півріччя попереднього гідрологічного року також повинні впливати на величину весняного стоку¹⁾. Значні опади теплого періоду, коли поверхневі і глибші шари забагачуються на вологу, повинні утворювати умови, сприятливі для збільшення весняного стоку, і навпаки, в посушливі періоди, коли відбувається збіднення басейну — так зване „витрачання“ вологи, весняний стік повинен відбуватись майже виключно коштом поверхневих вод при бідному підземному живленні і навіть не виключена можливість втрат поверхневих весняних вод на поповнення збіднілих підземних водних горизонтів.

¹⁾ Проф. Є. В. Оппоков, Корелятивний зв'язок між витратами р. Дніпра в м. Києві та атмосферними опадами і температурою в його басейні вище м. Києва, Інформаційний бюллетень Укрмету, ч. 1—3, т. III, 1924, К, 1927.

²⁾ Як це було встановлено проф. А. В. Огієвським для річних варіацій стоку; див. його „Режим стока Верхнего и Среднего Днепра“, Київ, 1934.

Таблиця 1

Похибки при обчисленні стоку за формулами (1) і (2) (в % до дійсного стоку, обчисленого акад. Е. В. Оппоковим)

Границі похибок	Формула (1)			Границі похибок	Формула (2)		
	Число похибок	% до загального числа спостереж.	$\Sigma \%$		Число похибок	% до загального числа спостереж.	$\Sigma \%$
0— 5	5	15,6	15,6	0— 5	2	6,3	6,3
6— 10	13	9,4	25,0	6—10	4	12,5	18,8
11— 15	1	3,1	28,1	11—15	7	21,9	40,7
16— 20	4	12,5	40,6	16—20	3	9,4	50,1
21— 25	1	3,1	43,7	21—25	2	6,3	56,4
26— 30	1	3,1	46,8	26—30	3	9,4	65,8
31— 40	5	15,6	62,4	31—40	6	18,7	84,5
41— 50	7	21,9	84,3	41—50	4	12,5	97,0
51— 60	0	0,0	84,3	51—60	1	3,0	100,0
61— 70	1	3,1	87,4				
71— 80	0	0,0	87,4				
81— 90	2	6,3	93,7				
91—100	1	3,2	96,9				
101—110	1	3,1	100,0				
Разом .	32	100%	100%	Разом .	32	100%	100%

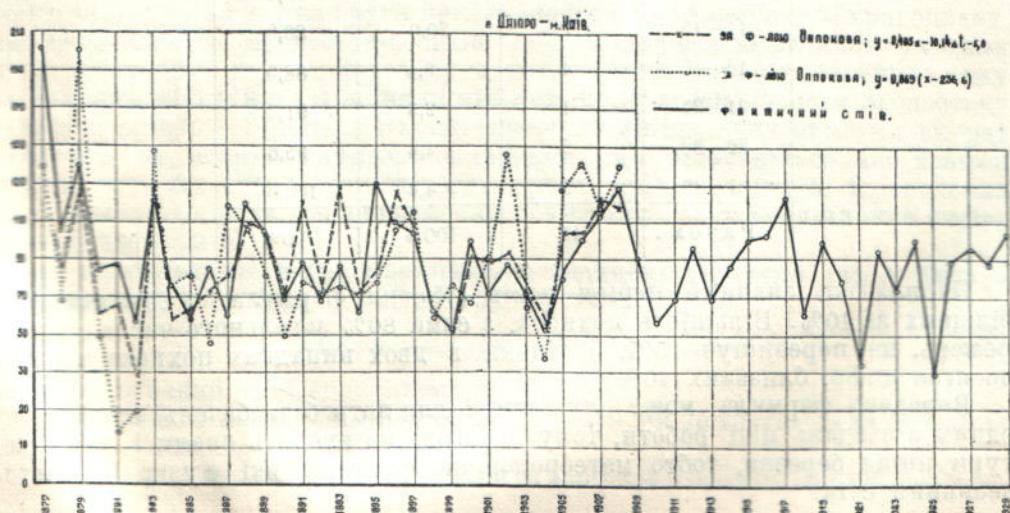


Рис. 1. Обчисленний за формулами акад. Е. В. Оппокова та фактичний (за його ж обчисленнями) весняний стік р. Дніпра коло Києва (в м.м.).

Крім розглянених вище опадів, ще більше впливати повинні зимові атмосферні опади, що є найголовнішим фактором весняного стоку. Обчислення запасу зимових опадів виявилося доцільним провадити з грудня до березня місяця включно, коли за метеорологічними умовами в нашому кліматі відбувається накопичення снігових запасів. Але тому, що для деяких років грудень є ще місяцем теплого півріччя, то при температурах грудня, вищих за $-1,5^{\circ}\text{C}$, відповідно до досліджень інж. В. А. Назарова, опади грудня ми відносимо до періоду теплого¹⁾.

Виходячи з цих міркувань, складена була нова формула для обчислення весняного стоку:

$$y = 0,771 x_3 - 4,86 t + 0,18 x_{\text{попер. року}} - 107,3 \quad (3)$$

де: y — стік в мм за березень — червень коло Києва;

x_3 — зимові опади в басейні Дніпра до Києва за грудень — березень; якщо температура грудня вища за $-1,5^{\circ}\text{C}$, то опади грудня до розрахунку не входять;

$x_{\text{попер. року}}$ — опади попереднього року за квітень — листопад; якщо грудень теплий (температура вища за $-1,5^{\circ}\text{C}$), то треба брати і опади грудня;

t — середня температура за грудень — лютий; якщо температура грудня вища $-1,5^{\circ}\text{C}$, то її в розрахунок не вводять.

Похибки при застосуванні цієї формули характеризують табл. 2 та рис. 2.

Таблиця 2

Похибки (в процентах до дійсного стоку) при застосуванні формул (3)

Границі похибок	Число похибок	% до загального числа спостережень	$\Sigma \%$
0—5	16	35,6	35,6
6—10	11	24,4	60,0
11—15	9	20,0	80,0
16—20	4	8,9	88,9
21—25	1	2,3	91,2
26—30	2	4,4	95,6
31—40	2	4,4	100,0
Разом.	45	100%	100%

Охоплюючи значаний період років (45), ця формула не дає похибок, більших за 40%. Більшість похибок, а саме 80% загального числа спостережень, не перевищує 15%, і тільки в двох випадках похибка в стоці досягає цифр, близьких 40%.

Виведена формула може служити і для потреб завбачень, що й було одним з завдань цієї роботи, тому що сюди не входять опади і температури після березня, тобто метеорологічні фактори, які супроводять весняний стік.

¹⁾ Інж. В. А. Назаров, Наслідки теоретичних досліджень над удосконаленням методи проф. Е. В. Оппокова довготермінових завбачень висот водопіділля на Дніпрі та його допливах. Вісті Н-д. ІВГУ, т. I, 1926—27, Київ, 1927.

Через те що опади і температура зими впливають на весняний стік, не так безпосередньо, як характеристики снігового покриву, що утворюється за зиму, дальша обробка мала на меті встановити зв'язок між весняним стоком і впливом на нього висоти снігового покриву.

Були введені в разрахунок різні комбінації висот снігового покриву, але кращу залежність одержано, як це свого часу констатовано було й при визначенні формули для висоти гребеня¹⁾, від введення максимальних висот снігу.

Тому що максимум снігового настилу настає в різні місяці, від січня до березня включно, а в березні вже звичайно спостерігається зменшення його величини, в разрахунок доводиться вводити і рідкі опади, які випадають в момент танення снігу, тобто в березні, а для деяких років з дуже ранніми висотами максимуму снігового настилу, що припадають на січень — першу декаду лютого, — рідкі опади зимових місяців після формування максимуму снігу.

При середньо-декадних максимальних висотах снігу, які припадають на першу декаду січня — лютого, в значна ймовірність того, що місячна сума опадів за цей місяць випала переважно в рідкому вигляді; ці рідкі опади були враховані до березня місяця включно. Так, наприклад, якщо максимум снігу (декадний) був зареєстрований в першій декаді січня, то до рідких опадів увійшли місячні суми їх за січень плюс лютий плюс березень, при максимумі ж снігу в другій або третій декаді січня — опади за лютий плюс березень.

Проте, висота снігового покриву і рідкі опади в місяць танення його, являючи собою домінуючі фактори для умов весняного стоку, не обумовлюють повною мірою його величини, бо вони не враховують умов попереднього періоду. Ці умови, а також характер коливань зимових температур (теплі або холодні зими) виявилося можливим врахувати за величинами мінімальних зимових витрат коло Києва.

Справа в тому, що мінімальні зимові витрати досить характеризують стан водних запасів басейну, коли ріка після припинення поверхневого стоку живиться виключно ґрунтовими водами і це ґрунтове живлення, доходячи мінімуму залежно від температурних умов зими і запасів вологи в басейні, обумовлює величину мінімальної зимової витрати. При виборі цього мінімуму не можна брати його безпосередньо в перші дні кригоплаву, або неусталеної льодоставу, коли цей мінімум створюється умовами льодоутворення, які не характеризують водних запасів басейну; тому за зимовий мінімум ми прийняли мінімум після встановленого льодоставу в період січень — березень. Більші значення мінімальних зимових витрат вказують на велике ґрунтове живлення, що відбувається або коштом теплих зим, або водоносного передзимового періоду, а менші їх значення — на суворість зими або виснаження ґрунтових вод у посушливий період попереднього літа.

За викладеними вище принципами знайдена формула (4), а табл. 3 характеризує збіжність її з дійсними даними.

$$y = 1,83 h + 0,667 x + 0,053 q - 22,2, \quad (4)$$

де: y — весняний стік коло Києва в mm ;

h — середньо-декадний максимум снігу, взятий до третьої декади лютого включно в басейні Дніпра до Києва;

x — опади за дощомірними показами за березень в басейні Дніпра до Києва;

¹⁾ Проф. А. В. Огієвский и инж. А. И. Прядченко, Долгосрочные прогнозы характеристик весеннего половодья, Основные итоги работ Службы гидрологических оповещений Днепростроя, изд. Днепростроя, К., 1934.

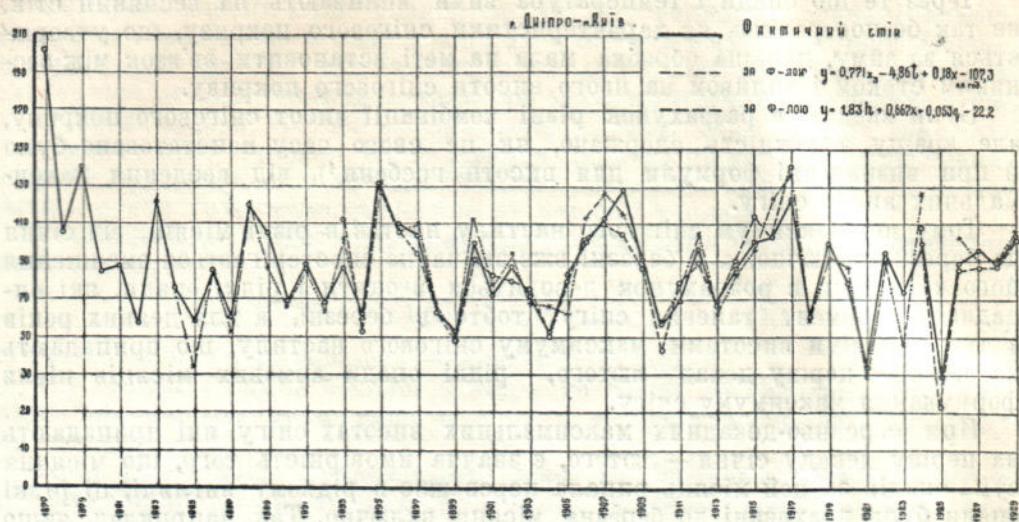


Рис. 2. Обчислений за формулами інж. А. І. Прядченка та фактичний весняний стік р. Дніпра коло Києва (в м.м.).

якщо максимум снігу був у першій декаді січня, то до березневих опадів додаються опади за січень і лютий; коли максимум настає в другій і третій декаді січня або в першій декаді лютого, березневі опади підсумовуються з лютневими;

q — найменша витрата коло Києва за зиму в $\text{м}^3/\text{сек}$, взята в період установленого льодоставу.

Таблиця 3

Похибки (в процентах до дійсного стоку) при застосуванні формули (4)

Границі похибок	Число похибок	% до загального числа спостережень	$\Sigma \%$
0—5	13	41,6	41,6
6—10	10	29,3	70,9
11—15	4	12,9	83,8
16—20	2	6,5	90,3
21—25	2	6,5	96,8
26—30	1	3,2	100,0
Разом .	32	100%	—

Максимальна похибка за формулою (4) не перевищує 30% від дійсного стоку, а похибки до 15% мають місце у 84% загального числа розглянутих років. Формула ця виведена виключно для цілей завбачень, тому що до неї входить гідрологічний фактор — найменша зимова витрата; це є причиною, яка обмежує її застосування для цілей обчислень стоку. Проте, мінімальна зимова витрата може бути представлена як функція інших змінних: опадів попереднього періоду, зимових температур, промерзання ґрунту і т. ін., але в такому випадку формула набуває складнішого

і більш незручного вигляду і втрачає свою простоту, до чого при виводі її були спрямовані всі зусилля.

Виведені формулі не враховують усіх факторів, що впливають на весняний стік, і дальші дослідження, очевидно, можуть дати формулі ще гнучкіші, які дадуть значно кращі результати, ніж наведені вище, а поки що і ці рівняння можуть служити для обчислення весняного стоку коло Києва [формула (3)] і для його завбачення [формули (3) і (4)] з достатнім ступенем точності. Вище наведені рис. 1 і 2, які ілюструють результати, одержані за всіма формулами в порівненні з дійсним стоком.

§ 3. Формулі для літнього стоку

Перейдімо тепер до визначення стоку за літній період (VII—IX місяці). Характерною особливістю літнього стоку, порівнюючи з весняним, є малі величини його, які доходять до 9,8 мм і не перевищують за розглядуваній період часу 30,0 мм. Такі малі, сумарні за літній період, величини стоку будуть надалі обумовлювати труднощі уникнути значних процентів похибок щодо дійсного стоку, тому що навіть дуже незначні похибки, близько 1—2 мм, що одержуватимуться за формулою, можуть становити дуже значний процент від дійсного стоку.

Тим часом як для весняного стоку увага одразу звертається на один з вирішальних факторів, що обумовлює величину його — висоту снігового покриву або суму опадів, випалих в твердому вигляді, для літнього стоку немає так ясно вираженого фактора.

На літній стік можуть впливати метеорологічні фактори як місяців, що супроводять його, так і попередніх, і вплив їх може бути різний, бо метеорологічні фактори одного місяця можуть впливати більше, ніж метеорологічні фактори іншого, і це треба враховувати введенням відповідних коефіцієнтів або показників, можливо неоднакових для кожного місяця.

Після численних побудувань і довгого аналізу знайдена така формула (5), що зв'язує літній стік з метеорологічними факторами:

$$y = 0,15 (N_5 + N_7) + 0,1 N_6 - 10,5, \quad (5)$$

де:

y — літній стік за період VII—IX місяців в мм;

N — сума місячних опадів в басейні Дніпра до Києва в місяці, що відповідають поставленими індексам.

Похибки при застосуванні формул (5) і проценти похибок щодо дійсного стоку характеризують табл. 4.

Таблиця 4

Похибки (абсолютні та в процентах до дійсного стоку) при застосуванні формул (5)

Границі похибок	Число похибок	% до загального числа спостережень	$\Sigma \%$	Похибки	
				в мм	кількість
0—5	10	21,8	21,8	0—2	18
6—10	5	10,9	32,7	2—4	18
11—15	13	28,3	61,0	4—6	9
16—20	7	15,2	76,2	6—8	1
21—25	5	10,8	87,0		
26—30	4	8,7	95,7		
31—36	2	4,3	100,0		
Сума . . .	46	100			

Формула (5) зв'язує літній стік, тобто стік за VII—IX місяці, з опадами двох попередніх місяців (V і VI) і місяця супроводжуючого (VІІ). Похибки не перевищують 36%, а за висотою стоку не перевищують 6 м.м.

Спроби введення в розрахунок середньо-місячних температур повітря успіху не мали,— можливо через те, що місячні суми опадів зв'язані з температурами повітря, тобто роки з низькою температурою характеризуються звичайно значними опадами, і навпаки.

Пропонована формула може служити для прогнозів літнього стоку через те, що опади одного супроводжуючого місяця можна врахувати наближено, за порівнюючи вдалими до цього часу прогнозами ГГО на 2—3 тижні вперед.

Зв'язок між опадами і стоком визначений був також і за способом кореляції. Хоч графічні побудови зв'язку опади—стік і виявляли загальну залежність, але спостерігалось значне відхилення ряду точок від теоретичної прямої, що можна бачити з наведеного на рис. 3 одного з найкращих графіків зв'язку: стік літа і опади V—VІІІ місяців.

Рис. 3. Залежність між стоком літнього періоду та сумарними опадами за V—VІІІ місяці, для р. Дніпра коло Києва.

тичної прямої, що можна бачити з наведеного на рис. 3 одного з найкращих графіків зв'язку: стік літа і опади V—VІІІ місяців.

Навіть після одержання підбором формули (5), кореляційний зв'язок між опадами травня, червня і липня, які входять до формули (5), дав такі окремі коефіцієнти кореляції:

$$R_{xN_5} = 0,397; R_{xN_6} = 0,442; R_{xN_7} = 0,504$$

При таких малих окремих коефіцієнтах кореляції шуканий зв'язок треба вважати вираженим слабо; проте складання відповідного рівняння привело до формули (6), яка дає досить добре результати. Одержано формула (6) має такий вигляд:

$$y = 0,160 N_5 + 0,099 N_6 + 0,141 N_7 - 9,57, \quad (6)$$

де

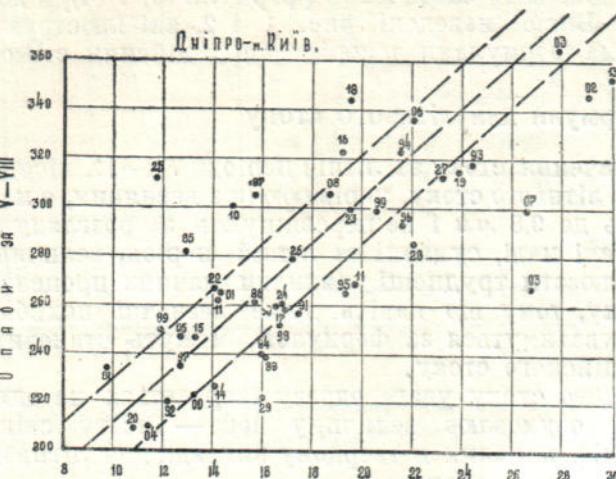
y — стік за літо в м.м.;

N — опади місяців, позначені індексами.

Результати застосування цієї формули ілюструє табл. 5 (див. табл. 5 на с. 169).

Порівнюючи табл. 4 і 5, можна бачити, що результати табл. 4 ани трохи не гірші проти даних табл. 5, одержаних за способом кореляції, що вказує на повну придатність і доцільність застосування способу підбору при такого роду гідрологічних та інших дослідженнях.

Аналізуючи одержані результати обчислень літнього стоку, треба мати на увазі ряд особливостей при його визначенні коло Києва: розмивність русла, виконання вимірювань витрат переважно в останні роки і допустимі помилки при виконанні гідрометричних робіт. Тому доводиться рахуватись з можливими похибками в стоці порядку до 10—15% і навіть більше (для старих років спостережень). Виходячи з цього, результати, одержані



Таблиця 5

Похибки (в процентах до дійсного стоку) при застосуванні формул (6)

Границі похибок	Число похибок	% до загального числа спостережень	$\Sigma \%$
0—5	8	17,4	17,4
6—10	10	21,8	39,2
11—15	9	19,6	58,8
16—20	7	15,2	74,0
21—25	5	10,9	84,9
26—30	4	8,7	93,6
31—35	1	2,1	95,7
36—40	2	4,3	100
Сума . . .	46	100%	

за формулами (5) і (6), можна вважати цілком задовільними, бо більшість похибок (76%) не перевищує 20% дійсного стоку, а похибки, більші за 30%, становлять 4,3% [формула (5)] загального числа спостережень, максимальна ж похибка не перевищує 36%.

Наведений нижче рис. 4 ілюструє збіжність теоретичних даних з дійсними.

§ 4. Перевірка формул інших авторів

В першій частині цієї роботи запропоновано ряд формул для визначення весняного і літнього стоку р. Дніпра коло Києва як за кліматичними, так і за гідрологічними залежностями. Найкраще оцінити одержані результати можна, порівнюючи їх з даними формул інших авторів, які тут і розглянемо.

Згадані в § 2 формулі акад. Е. В. Оппокова для весняного стоку, відбиваючи досить добре характер явища в цілому, дають в ряді випадків значні похибки, як це було показано в табл. 1.

Виведені на основі старих даних, до 1908 року, формулі ці вимагають значних корективів, тому що після опублікованих проф. А. В. Огієвським нових гідрометричних даних, які привели до зміни кривої витрат р. Дніпра коло Києва і до перерахунків даних для стоку, користування старими формулами (1) і (2) без додаткових поправок спричиниться до збільшення похибок, особливо для нових років. Такі поправки і ряд уточнень і застосовані були при виведенні формул (3). Тому і результати застосування

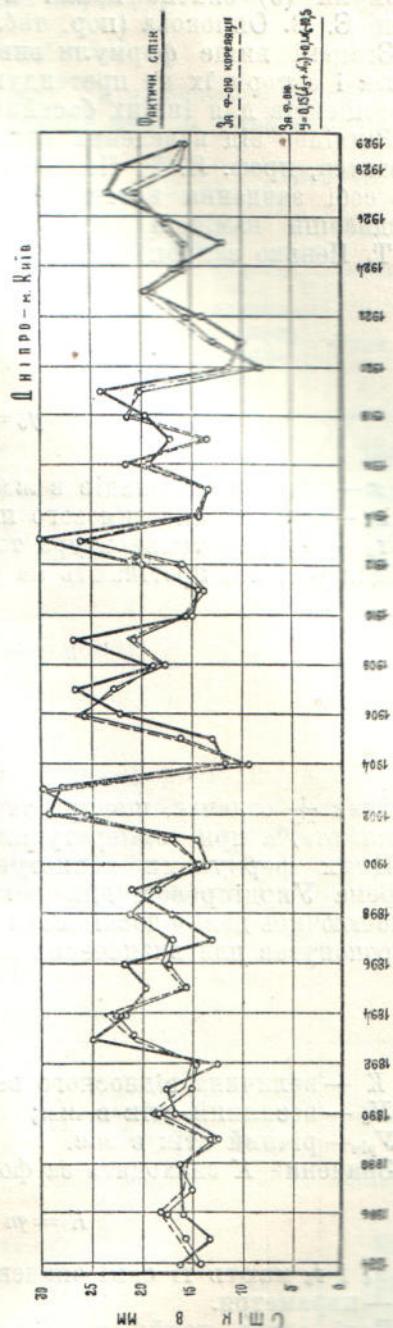


Рис. 4. Обчислений за формулами інж. А. І. Прядченка та флантичний сток за літній період для р. Дніпра коло Києва.

формули (3) значно кращі проти тих, які одержуються за формулами акад. Е. В. Оппокова (пор. табл. 1 і 2).

Згадані вище формулі виведені відповідно до умов р. Дніпра коло Києва і автори їх не претендують на ширше їх застосування, без зміни коефіцієнтів для інших басейнів і навіть інших пунктів р. Дніпра.

Відмінно від наведених вище формул, які мають, сказати б, місцевий характер, проф. Я. Т. Ненько в 1927 р. опублікував роботу¹⁾, в якій ставив собі завдання встановити фактори, що впливають на річний стік; об'єднавши намічені ним фактори у функціональні залежності, проф. Я. Т. Ненько запропонував такі загальні формули річного стоку (в *м.м.*)

$$y_0 = x \left(\frac{1}{10} \right) \frac{a \pm bt_6}{c + x_6} \quad (A)$$

$$y_0 = x \left(\frac{c + x_6}{a \pm bt_6} \right) \quad (B)$$

де: x — річна сума опадів в *м.м.*

x_6 — сума опадів зимового півріччя, з жовтня до березня включно;

t_6 — середня температура того самого півріччя.

Для рік, які протікають на території УСРР, автор дає такі параметри:

$$y = x \left(\frac{1}{10} \right) \frac{304 \pm 2t_6}{160 + x_6} \quad (A)$$

$$y = x \left(\frac{55 + x_6}{1869 \pm 300t_6} \right) \quad (B)$$

Знак \pm означає, що при температурах вище нуля відповідні значення складають, а при температурах нижче нуля — віднімають.

Цими формулами користувався ряд проектних організацій УСРР, зокрема Укрдіпровод, для деяких водногосподарських розрахунків. Поглиблюючись далі в дослідження питань стоку, проф. Я. Т. Ненько в 1930 р. запропонував для визначення весняного стоку формулу такого вигляду²⁾:

$$K = \frac{Y_v}{Y_{\text{річ}}} \quad (C)$$

де: K — величина відносного весняного стоку в процентах від річного;

Y_v — весняний стік в *м.м.*;

$Y_{\text{річ}}$ — річний стік в *м.м.*.

Значення K знаходять за формулою:

$$K = m [x_6 - (+pt_6) - g], \quad (D)$$

де: x_6 і t_6 мають ті самі значення, що і в формулі річного стоку, а m , p і g — параметри.

Далі автор прийшов до висновку, що „параметри цього рівняння абсолютно однакові за числововою величиною для різних водозборів, навіть різко відмінних один від одного як розмірами площ водозборів, так і кліматичними і морфологічними умовами“.

¹⁾ Проф. Ненько, Найголовніші чинники річкового стоку, Вісті Н.-д. інст. водн. госп. Укр., т. II, ч. 1, 1927/28 р., Київ, 1929.

²⁾ Проф. Ненько, Відносна величина весняного збігу, „Наук.-техн. вісник“, Травень, 1930, № 5, Харків.

Виходячи з цього, проф. Ненько дає такі параметри для рівняння (Д).

$$K = 0,25 [x_6 - (\pm 30 t_6) - 20]$$

Застосувавши формули (А) і (Д) в умовах Дніпровського басейну, ми одержали такі результати (докладні обчислення див. в додатках VI—IX наприкінці статті):

Таблиця 6

Водосток Київ

(Похибки в процентах до дійсного весняного стоку)

Границі похибок	Число похибок	% до загального числа спостережень	Суми %	Границі похибок	Число похибок	% до загального числа спостережень	Суми %
0—5	0	0,0	0,0	36—40	2	5,4	73,0
6—10	7	18,9	18,9	41—45	4	10,8	83,8
11—15	2	5,4	24,3	46—50	4	10,8	94,6
16—20	4	10,8	35,1	51—55	0	0,0	94,6
21—25	5	13,6	48,7	55—60	1	2,7	97,3
26—30	2	5,4	54,1	61—65	1	2,7	100,0
31—35	5	13,5	67,6	$N = 37$			

Як бачимо з табл. 6, похибки доходять значних розмірів, в 50% усіх випадків перевищуючи 30% дійсного стоку. Найбільша похибка становить 61%. Характерний той факт, що всі похибки, крім двох, одержуються одного знака. Це дозволяє (як це видно з детальної таблиці обчислень), змінивши вільний член і не змінюючи параметрів, значно поліпшити результати, погіршивши їх тільки в двох випадках.

Таблиця 7

Прип'ять коло Мозиря

(Похибки в процентах до дійсного весняного стоку)

Границі похибок	Число похибок	% до загального числа спостережень	Суми %	Границі похибок	Число похибок	% до загального числа спостережень	Суми %
0—5	1	2,7	2,7	41—45	1	2,7	51,4
6—10	2	5,4	8,4	46—50	3	8,1	59,5
11—15	3	8,1	16,2	51—55	3	8,1	67,6
16—20	2	5,4	21,6	56—60	6	16,2	83,8
21—25	2	5,4	27,0	61—65	3	8,1	91,9
26—30	3	8,1	35,1	65—70	2	5,4	97,3
31—35	3	8,1	43,3	> 70	1	2,7	100,0
36—40	2	5,4	48,7	$N = 37$			

Результати табл. 7 тут набагато гірші проти попередніх. В 50% випадків похибки перевищують 40% дійсного стоку, доходячи іноді 70% його. Похибки мають різні знаки, що вказує або на непридатність параметрів, або на інший закон впливу кліматичних факторів.

Таблиця 8

Десна коло Чернігова
(Похибки в процентах до дійсного весняного стоку)

Границі похибок	Число похибок	% до загального числа спостережень	Суми %	Границі похибок	Число похибок	% до загального числа спостережень	Суми %
0—5	3	10,3	10,3	31—35	3	10,3	86,1
6—10	5	17,2	27,5	36—40	1	3,5	89,6
11—15	4	13,8	41,3	41—45	2	6,9	96,5
16—20	4	13,8	55,1	46—50	0	0,0	96,5
21—25	5	17,2	72,3	51—55	0	0,0	96,5
26—30	1	3,5	75,8	56—60	1	3,5	100,0
$N = 29$							

Для Десни немає похибок, більших за 57% (див. табл. 8). Половина всіх похибок перевищує 20% дійсного стоку. Тільки в 3-х випадках спостерігаються помилки більші за 40% дійсного стоку. Усі похибки мають різні знаки. Крім того, для 1892/93 р. одержано явно абсурдні значення коефіцієнта $K = 103\%$, тобто виходить, що весняний збіг перевищує збіг цілого року.

Більш незадовільні результати дає і Верхній Дніпро, що видно з поданої нижче табл. 9.

Таблиця 9

Дніпро коло фіктивного пункта Речиця + Гомель
(Похибки в процентах до дійсного весняного стоку)

Границі похибок	Число похибок	% до загального числа спостережень	Суми %	Границі похибок	Число похибок	% до загального числа спостережень	Суми %
0—5	1	4,8	4,8	31—35	8	38,0	61,9
6—10	0	0,0	4,8	36—40	2	9,5	71,4
11—15	3	14,3	19,1	41—45	1	4,8	76,2
16—20	0	0,0	19,1	46—50	2	9,5	85,7
21—25	0	0,0	19,1	51—55	3	14,3	100,0
26—30	1	4,8	23,9	$N = 21$			

Не краще стоїть справа і з формулою (В) проф. Ненько. В табл. 9 (див. додаток IX) наведено обчислення стоку за формулою (В) і (Д), а результати характеризуються табл. 10.

Таблиця 10

Дніпро коло Києва
(Формули (В) і (Д), весняний стік)

Границі	Число похибок	% до загального числа спостережень	Суми %	Границі	Число похибок	% до загального числа спостережень	Суми %
0—5	3	8,1	8,1	41—45	4	10,8	78,3
6—10	3	8,1	16,2	46—50	4	10,8	89,1
11—15	4	10,8	27,0	51—55	0	0,0	89,1
16—20	3	8,1	35,1	56—60	1	2,7	91,8
21—25	3	8,1	43,2	61—65	0	0,0	91,8
26—30	0	0,0	43,2	71—75	1	2,7	94,5
31—35	5	13,5	56,7	100—150	1	2,7	97,2
36—40	4	10,8	67,0	200	1	2,7	100,0

N = 37

При застосуванні формули (В) одержуються похибки, які перевищують 100% дійсного стоку, чого не було жодного разу в попередніх випадках. Для інших пунктів цю формулу не застосовуємо тому, що *a priori* вже можна судити про можливі негативні результати.

В наведені вище дані не ввійшли роки виключно низьких поводей, як 1921 і 1925, зважаючи на відсутність відповідних кліматичних елементів. Можливо, що для цих виключчних років похибки були б ще значніші.

Усі наведені результати вказують на неможливість застосування формул проф. Я. Т. Ненько для водоаборів не того району, для якого знайдені їх параметри. Загальний же закон залежності річного і весняного стоку від опадів і температур зимового півріччя для наших широт нічого нового не являє і треба багато ще зробити, щоб знайти формулу, яка враховує річний вплив зимових опадів і температур для різних кліматичних умов; навряд чи така формула обмежиться постійними параметрами і сумами опадів і температур за тверді календарні місяці, як це пропустив проф. Я. Т. Ненько при виводі сталих у формулі (Д).

§ 5. Загальний висновок

Виведені в § 2 і 3 формулі весняного і літнього стоку Дніпра коло Києва дають набагато кращі результати, ніж усі інші. Якщо навіть порівнювати результати запропонованих формул з одержуваними результатами за формулами інших авторів, при застосуванні цих формул до рік, для яких вони виведені, то в цьому випадку перевагу мають знову пропоновані, тому що для весняного періоду нові формулі не дають похибок, більших за 40% (1 випадок), тим часом як для формул інших авторів нерідко бувають похибки в 50% і більше при значно меншому ряді спостережень.

Наведені вище рівняння можуть служити не тільки для обчислення стоку, але й для завбачень його, що й було основною метою цієї роботи.

Ряд гідростанцій на Середньому та Нижньому Дніпрі, що намічаються схемами проблеми „Великого Дніпра“, і існуючий „Дніпрогес“ будуть інтересувати питання довгострокових завбачень сезонних значень стоку. Вважаємо, що пропоновані формулі не позбавлені щодо цього інтересу. Якщо мати на увазі, як уже відзначалося, що для р. Дніпра коло Києва ще раніше проф. А. В. Огієвським була виведена формула для сезонного зимового стоку, то лишаються ще не розробленими питання гідрометеорологічних залежностей для осіннього стоку, що повинно бути предметом дальших досліджень.

Обчислення весняного стоку р. Дніпра коло Києва за формулою

$$h = 0,771 N_s - 4,86 t + 0,18 N \text{ попер. року} - 107,3$$

Рік	Опади за грудень — березень (якщо температура грудня випада за $-1,5^{\circ}$, то опади грудня в обрахунки не входять)	Середня температура погоди в басейні за грудень — лютий (якщо температура грудня випада за $-1,5^{\circ}$, то її не вводять)	Опади попереднього року за квітень — листопад (якщо температура грудня випада за $-1,5^{\circ}$, то її опади грудня)	0,771 N_s		$+ 0,18 N$ попер. року		Теоретичний стік		Похибки	
				—	$- 4,86 t$	—	$+ 0,18 N$ попер. року	Дійсний стік	абс.	абс.	%
1884	113	— 3,0	488	87,1	14,6	78,8	73,2	74,9	— 1,7	— 2,3	
1885	50	— 4,8	443	38,6	23,3	79,7	34,3	58,1	— 23,8	— 40,9	
1886	99	— 6,0	471	76,3	29,2	84,8	83,0	85,5	— 2,5	— 2,9	
1887	74	— 5,1	429	57,1	24,8	77,2	51,8	59,9	— 8,1	— 13,5	
1888	139	— 6,8	491	107,2	33,0	88,4	121,3	119,6	— 1,7	— 1,4	
1889	117	— 7,3	378	90,2	35,5	68,0	86,4	104,6	— 18,2	— 17,4	
1890	72	— 5,4	506	55,5	26,2	91,1	65,5	69,0	— 3,5	— 5,7	
1891	87	— 9,1	448	67,1	44,2	80,6	84,6	88,4	— 3,8	— 4,3	
1892	96	— 5,0	405	74,0	24,3	72,9	63,9	67,7	— 3,8	— 5,6	
1893	122	— 10,2	372	94,1	49,6	67,0	103,4	86,1	— 17,3	— 20,1	
1894	70	— 4,8	505	54,0	28,3	90,9	60,9	62,0	— 1,1	— 1,8	
1895	159	— 5,6	493	122,6	27,2	88,7	131,2	127,9	— 3,3	— 2,6	
1896	122	— 8,3	439	94,1	40,3	79,0	106,1	109,8	— 3,7	— 3,4	
1897	138	— 6,0	451	106,4	29,2	81,2	109,5	99,7	— 9,8	— 9,8	
1898	108	— 4,5	383	83,3	21,9	68,9	66,8	63,6	— 3,2	— 5,0	
1899	92	— 3,2	387	70,9	15,6	69,7	48,9	52,9	— 4,0	— 7,6	
1900	122	— 6,8	512	94,1	33,0	92,2	112,0	99,7	— 12,3	— 12,3	
1901	123	— 5,4	356	94,8	26,2	64,1	77,8	71,8	— 6,0	— 8,4	
1902	137	— 3,3	436	105,6	16,0	78,5	92,8	87,2	— 5,6	— 6,4	
1903	89	— 3,9	491	68,6	19,0	88,4	68,7	72,1	— 3,4	— 4,7	
1904	72	— 4,5	536	55,5	21,9	96,5	66,6	51,0	— 15,6	— 30,6	
1905	99	— 5,5	369	76,3	26,7	66,4	62,1	88,7	— 26,6	— 30,0	
1906	124	— 4,6	565	95,6	22,4	101,7	112,4	99,6	— 12,8	— 12,8	
1907	128	— 7,6	544	98,7	36,9	97,9	126,2	112,1	— 14,1	— 12,6	
1908	159	— 6,0	393	122,6	29,2	70,7	115,2	127,8	— 12,6	— 9,9	
1909	96	— 8,7	461	74,0	42,3	83,0	92,0	90,9	— 1,1	— 1,2	
1910	84	— 3,4	466	64,8	16,5	83,9	57,9	56,2	— 1,7	— 3,2	
1911	64	— 8,9	507	49,3	43,3	91,3	76,6	68,9	— 7,7	— 11,2	
1912	139	— 7,5	385	107,2	36,5	69,3	105,7	95,8	— 9,9	— 10,3	
1913	53	— 5,6	556	40,9	27,2	100,1	60,9	68,8	— 7,9	— 10,7	
1914	91	— 3,3	576	70,2	16,0	103,7	82,6	86,3	— 3,7	— 4,3	
1915	151	— 3,3	391	116,4	16,0	70,4	95,5	100,4	— 4,9	— 4,9	
1916	180	— 3,7	409	138,8	18,0	73,6	123,1	102,9	— 20,2	— 19,9	
1917	141	— 8,9	510	106,7	43,3	91,8	136,5	129,4	— 7,1	— 5,5	
1918	92	(— 3,0)*	457	70,9	14,6	82,3	60,5	60,0	— 0,5	— 0,8	
1919	124	(— 4,2)	465	95,6	20,4	83,7	92,4	99,4	— 7,0	— 7,1	
1920	114	(— 4,4)	463	87,9	21,4	83,3	85,3	79,2	— 6,1	— 7,7	
1921	81	(— 4,3)	295	62,5	20,9	53,1	29,2	33,9	— 4,7	— 13,9	
1922	134	(— 6,5)	350	103,3	31,6	63,9	90,6	95,4	— 4,8	— 5,0	
1923	64	(— 4,1)	465	49,3	20,0	83,7	45,7	74,0	— 28,3	— 38,2	
1924	128	— 8,6	518	98,7	41,8	95,2	126,4	105,1	— 21,3	— 20,2	
1925	нема	— 0,7	нема	нема	—	—	—	28,5	—	—	
1926	117	— 6,0	502	90,2	29,2	90,4	102,5	89,2	— 13,3	— 14,9	
1927	107	— 6,9	454	82,5	33,5	81,7	90,4	96,8	— 6,4	— 6,4	
1928	86	— 8,0	517	66,3	38,9	93,1	91,0	74,5	— 16,5	— 22,1	
1929	104	— 9,5	485	79,4	46,2	87,3	105,6	102,9	— 2,7	— 2,6	

* Температури взято по Києву і, очевидно, вони є перебільшені для басейну.

Додаток II

Обчислення весняного стоку р. Дніпра коло Києва за формулою

$$h = 1,83 H + 0,667 N + 0,053 q - 22,2$$

Рік			Максимум снігу до третьої декади лютого	Опади за березень (якщо максимум снігу був у січні або лютому, то опади + січень або лютий)	Найменша витрата коло Києва за зиму	1,83 H	0,667 N	0,053 q	Теоретичний стік — 22,2	Дійсний стік	Поганки	Поганки у % до дійсного стоку
1892	22	24	550	40,26	16,01	+ 29,15	63,2	67,7	— 4,5	— 6,6		
1893	52	30	360	95,16	20,01	+ 19,08	112,1	86,1	+ 26,0	+ 30,2		
1894	4	49	660	7,32	32,68	+ 34,98	52,8	62,0	— 9,2	— 14,8		
1895	42	43	900	76,86	28,68	+ 47,70	131,0	127,9	+ 3,1	+ 2,4		
1896	28	71	500	51,24	47,36	+ 29,15	105,6	109,8	— 4,2	— 3,8		
1897	37	37	440	67,71	24,68	+ 23,32	93,5	99,7	— 6,2	— 6,2		
1898	25	24	450	45,75	16,01	+ 23,85	63,4	63,6	— 0,2	— 0,3		
1899	11	26	810	20,13	17,34	+ 42,93	58,2	52,9	+ 5,3	+ 10,0		
1900	37	28	510	67,71	18,68	+ 27,03	91,2	99,7	— 8,5	— 8,5		
1901	34	31	410	62,22	20,68	+ 21,73	82,4	71,8	+ 10,6	+ 14,8		
1902	14	34	1000	25,62	22,68	+ 53,00	79,1	87,2	— 8,1	— 9,3		
1903	16	70	400	29,28	46,69	+ 21,20	75,0	72,1	+ 2,9	+ 4,0		
1904	7	45	550	12,81	30,02	+ 29,15	49,8	51,0	— 1,2	— 2,4		
1905	28	30	580	51,24	20,01	+ 30,74	79,8	88,7	— 8,9	+ 10,0		
1906	26	46	900	47,58	30,68	+ 47,70	103,8	99,6	+ 4,2	+ 4,2		
1907	41	19	860	75,03	12,67	+ 45,58	111,1	112,1	— 1,0	— 0,8		
1908	48	23	440	87,84	15,34	+ 23,32	104,3	127,8	— 23,5	— 18,4		
1909	36	36	350	65,88	24,01	+ 18,55	86,2	90,9	— 4,7	— 5,2		
1910	16	16	480	29,28	10,67	+ 25,44	43,2	56,2	— 13,0	— 23,2		
1911	28	13	770	51,24	8,67	+ 40,81	78,5	68,9	+ 9,6	+ 13,9		
1912	32	53	320	58,56	35,35	+ 16,96	88,7	95,8	— 7,1	— 7,4		
1913	14	36	750	25,62	24,01	+ 39,75	67,2	68,8	— 1,6	— 2,3		
1914	24	66	460	43,92	44,02	+ 24,38	90,1	86,3	+ 4,8	+ 5,6		
1915	34	66	580	62,22	44,02	+ 30,74	114,8	100,4	+ 14,4	+ 14,4		
1916	39	28	650	71,37	18,68	+ 34,45	102,3	102,9	— 0,6	— 0,6		
1917	56	37	670	102,48	24,68	+ 35,51	140,5	129,4	+ 11,1	+ 8,6		
1924	42	34	590	76,86	22,68	+ 31,27	108,6	105,1	+ 3,5	+ 3,3		
1925	3	35	310	5,49	23,35	+ 16,43	23,1	28,5	— 5,4	— 18,9		
1926	31	25	650	56,73	16,68	+ 34,45	85,7	89,2	— 3,5	— 3,9		
1927	31	31	600	56,73	20,68	+ 31,80	87,0	96,8	— 9,8	— 10,1		
1928	30	11	590	54,90	7,33	+ 31,27	71,3	74,5	— 3,2	— 4,3		
1929	37	17	460	67,71	11,34	+ 24,38	81,2	102,9	— 21,7	— 21,1		

Обчислення стоку р. Дніпра коло Києва за літній період за формулою

$$h = 0,15 (N_6 + N_7) + 0,1 N_6 - 10,5$$

Рік	$N_6 + N_7$	N_6	$0,15 (N_6 + N_7)$	$0,1 N_6$	Теоретичний стік — 10,5	Дійсний стік	Похибки	Похибки у %
1884	116	70	17,4	7,0	13,9	16,0	- 2,1	- 13,1
1885	147	38	22,1	3,8	15,4	12,9	+ 2,5	19,4
1886	127	88	19,1	8,8	17,4	15,7	+ 1,7	10,8
1887	110	88	16,5	8,8	14,8	15,7	- 0,9	5,7
1888	143	46	21,5	4,6	15,6	16,1	- 0,5	3,1
1889	121	52	18,2	5,2	12,9	11,9	+ 1,0	8,4
1890	117	112	17,6	11,2	18,3	16,5	+ 1,8	10,9
1891	114	84	17,1	8,4	15,0	17,5	- 2,5	- 14,3
1892	130	54	19,5	5,4	14,4	12,3	+ 2,1	17,1
1893	151	81	22,7	8,1	20,3	24,4	- 4,1	- 16,8
1894	153	101	23,0	10,1	22,6	21,5	+ 1,1	5,2
1895	122	74	18,3	7,4	15,2	19,3	- 4,1	- 21,2
1896	141	66	21,2	6,6	17,3	21,6	- 4,3	- 19,8
1897	145	55	21,8	5,5	16,8	12,7	+ 4,1	32,3
1898	157	78	23,6	7,8	20,9	16,7	+ 4,2	25,2
1899	123	102	18,5	10,2	18,2	20,7	- 2,5	- 12,1
1900	113	74	17,0	7,4	13,9	13,3	+ 0,6	4,5
1901	125	85	18,8	8,5	16,8	14,3	+ 2,5	17,5
1902	184	81	27,6	8,1	25,2	29,1	- 3,9	- 13,4
1903	189	116	28,4	11,6	29,5	27,9	+ 1,6	5,7
1904	87	64	13,1	6,4	9,0	11,4	- 2,4	- 21,1
1905	139	56	20,9	5,6	16,0	12,7	+ 3,3	26,0

Рік	$N_6 + N_7$	N_6	$0,1\bar{5}(N_6 + N_7)$	$0,1 N_6$	Теоретичний стік — 10,5	Дійсний стік	Поганки	Поганки у %
1906	186	84	27,9	8,4	25,8	22,1	+ 3,7	16,8
1907	174	69	26,1	6,9	22,5	26,6	- 4,1	- 15,4
1908	133	80	20,0	8,0	17,5	18,7	- 1,2	- 6,4
1909	147	91	22,1	9,1	20,7	26,8	- 6,1	- 22,8
1910	147	39	22,1	3,9	15,5	14,8	+ 0,7	4,7
1911	103	86	15,5	8,6	13,6	14,2	- 0,6	- 4,2
1912	132	65	19,8	6,5	15,8	19,7	- 3,9	- 19,8
1913	186	85	27,9	8,5	25,9	30,0	- 4,1	- 13,7
1914	127	54	19,1	5,4	14,0	14,1	- 0,1	- 0,7
1915	128	43	19,2	4,3	13,0	13,3	- 0,3	- 2,2
1916	155	87	23,3	8,7	21,5	19,2	+ 2,3	12,0
1917	126	48	18,9	4,8	13,2	16,9	- 3,7	- 21,8
1918	160	81	24,0	8,1	21,6	19,5	+ 2,1	10,8
1919	134	107	20,1	10,7	20,3	23,9	- 3,6	- 15,0
1920	79	65	11,9	6,5	7,9	10,8	- 2,9	- 26,9
1921	97	86	14,6	8,6	12,7	9,8	+ 2,9	29,6
1922	123	76	18,5	7,6	15,6	14,1	+ 1,5	10,6
1923	145	79	21,8	7,9	19,2	19,5	- 0,3	- 1,5
1924	129	69	19,4	6,9	15,8	16,8	- 1,0	- 6,0
1925	114	93	17,1	9,3	15,9	11,7	+ 4,2	35,9
1926	135	82	20,3	8,2	18,0	17,2	+ 0,8	4,7
1927	165	64	24,8	6,4	20,7	23,3	- 2,6	- 11,2
1928	121	85	18,2	8,5	16,2	22,1	- 5,9	- 26,7
1929	134	58	20,1	5,8	15,4	16,1	- 0,7	- 4,4

Кореляційна таблиця зв'язку літнього стоку з метеорологічними факторами
(р. Дніпро коло Києва)

Рік	Стрік за літо в міс.	Опади травня	Опади червня	Опади липня	$\Delta 1$	$\Delta 2$	$\Delta 3$	$\Delta 4$	$\Delta 1^2$	$\Delta 2^2$	$\Delta 3^2$	$\Delta 4^2$	$\Delta 1 \Delta 2$	$\Delta 1 \Delta 3$	$\Delta 1 \Delta 4$	$\Delta 2 \Delta 3$	$\Delta 2 \Delta 4$	$\Delta 3 \Delta 4$	
	1	2	3	4															
1884	16,0	44	70	72	-1,9	-7	-5	-13	3,61	49	25	169	+13,3	+9,5	+24,7	+35	+91	+65	
1885	17,9	71	38	76	-5,0	+20	-37	-9	25,00	400	1369	81	-100,0	+185,0	+45,0	-740	-180	+333	
1886	15,7	54	88	73	-2,2	+3	+13	-12	4,84	9	169	144	-6,6	-28,6	+26,4	+39	-36	-156	
1887	15,7	70	88	40	-2,2	+19	+13	-45	4,84	361	169	2025	-41,8	-28,6	+99,0	+247	-855	-585	
1888	16,1	29	46	114	-1,8	-22	-29	+29	3,24	484	841	841	+39,6	+52,2	-52,2	+638	-638	-841	
1889	11,9	28	52	93	-6,0	-23	+8	-23	36,00	529	529	64	+138,0	-48,0	+529	-184	-184	-333	
1890	16,5	41	112	76	-1,4	-10	+37	-9	1,96	100	1369	81	+14,0	-51,8	+12,6	-370	+90	-333	
1891	17,5	38	84	76	-0,4	-13	+9	-9	0,16	169	81	81	+5,2	-3,6	+117	+117	-81	-81	
1892	12,3	50	54	80	-5,6	-1	-21	-5	31,36	1	441	25	+5,6	+117,6	+28,0	+21	+5	+105	+105
1893	24,4	41	81	110	+6,5	-10	+6	+25	42,25	100	36	625	-65,0	+39,0	+162,5	-60	-250	+150	
1894	21,5	78	101	75	+3,6	+27	+26	-10	12,96	729	676	100	+97,2	-93,6	+36,0	+702	-260	-260	
1895	19,3	44	74	78	-1,4	-7	-1	-7	1,96	49	1	49	-9,8	-1,4	-9,8	+7	+49	+7	
1896	21,6	54	66	87	+3,7	+3	-9	+2	13,69	9	81	4	+11,1	-33,3	+7,4	-27	+6	-18	
1897	12,7	54	65	91	-5,2	+3	-20	+6	27,04	9	400	36	-15,6	+104,0	-31,2	-60	+18	-120	
1898	16,7	47	78	110	-1,2	-4	+3	+25	1,44	16	625	9	+4,8	-3,6	-30,0	-12	-100	+75	
1899	20,7	63	102	71	+2,8	+1	+27	-14	7,84	1	729	196	+2,8	+75,6	-39,2	-27	-14	-378	
1900	13,3	36	74	77	-4,6	-15	-1	-8	21,16	225	1	64	+69,0	+4,6	+36,8	+15	+120	+6	
1901	14,3	60	85	75	-3,6	-1	+10	-10	12,96	1	100	100	+3,6	-36,0	+36,0	-10	+10	-100	
1902	20,1	81	103	+11,2	+30	+6	+18	+18	125,44	900	36	324	+336,0	+67,2	+201,6	+180	+540	+108	
1903	27,9	70	116	119	+10,0	+19	+41	+34	100,00	361	1681	1156	+190,0	+410,0	+340,0	+779	+646	+1394	
1904	11,4	44	43	43	-6,5	-7	-11	-42	42,25	49	121	1764	+45,5	+71,5	+273,0	+77	+294	+462	
1905	12,7	59	80	80	-5,5	+8	-19	-5	27,04	64	361	25	+41,6	+98,8	+26,0	+152	-40	+95	
1906	22,1	69	84	117	+4,2	+18	+9	+32	17,64	324	81	1024	+75,6	+37,8	+134,4	+162	+576	+288	
1907	26,6	41	69	133	+8,7	-10	-6	+48	75,69	100	36	2304	-87,0	-52,2	+417,6	+60	-480	-288	
1908	18,7	56	80	77	+0,8	+5	+5	-8	0,64	25	64	+4,0	+4,0	+6,4	+25	-40	-40		
1909	26,8	62	91	85	+8,9	+11	+16	0	79,21	121	256	0	+97,9	+142,4	0	+176	0	0	
1910	14,8	38	39	109	-3,1	-13	-36	+24	9,61	169	1296	576	+40,3	+111,6	-74,4	+468	-312	-864	
1911	14,2	44	86	59	-3,7	-7	+11	-26	13,69	49	121	676	-25,9	-49,7	+96,2	-77	+182	-286	
1912	19,7	69	65	63	+1,8	+18	-10	-22	3,24	100	484	324	-18,0	-39,6	-180	-396	+220	+220	
1913	30,0	57	85	129	+12,1	+6	+10	+44	145,00	36	100	1936	+72,6	+121,0	+532,4	+60	+264	+440	
1914	14,1	50	54	77	-3,8	-1	-21	-8	14,44	1	441	64	+3,8	+79,8	+30,4	+21	+8	+168	
1915	13,3	35	93	93	-4,6	-16	-32	+8	21,16	256	1024	64	+73,6	+147,2	-36,8	+512	-128	-256	
1916	19,2	49	87	106	+1,3	-2	+12	+21	1,69	4	144	441	-2,6	+27,3	+24	+42	+252	+252	
1917	16,9	21	48	105	-1,0	-30	-27	+20	1,00	900	729	400	+30,0	+27,0	+20,0	+810	-600	-540	
1918	19,5	27	81	133	+1,6	-24	+6	+48	2,56	576	36	2304	-38,4	+9,6	+76,8	-144	-1152	+288	
1919	23,9	44	107	90	+6,0	-7	+32	+5	36,00	49	1024	25	-42,0	+192,0	+30,0	-224	-35	-160	

1920	10,8	44	65	85	-7,1	-10	-60	60,41	40	100	2500	+49,7	+71,0	+355,0	+70	+350	+500
1921	9,8	58	86	30	-8,1	-11	-46	65,61	40	121	2110	-56,7	-89,1	+372,6	+77	-322	-506
1922	14,1	53	76	70	-0,8	-1	-15	14,44	4	1	226	-7,9	-3,8	+57,0	+2	-30	-15
Середне.																	
Сума .																	

$$r_{13} = \frac{1422,5}{\sqrt{1191,81 \times 10762}} = \frac{1422,5}{\sqrt{1282659,22}} = \frac{1422,5}{3581,38} = +0,397;$$

$$r_{13} = \frac{1919,4}{\sqrt{1191,81 \times 15795}} = \frac{1919,4}{\sqrt{18824688,95}} = \frac{1919,4}{4338,74} = +0,442;$$

$$r_{14} = \frac{2797}{\sqrt{1191,81 \times 25580}} = \frac{2797}{\sqrt{30844042,80}} = \frac{2797}{5553,74} = +0,504;$$

$$r_{15} = \frac{3359}{\sqrt{10762 \times 15795}} = \frac{3359}{\sqrt{169885790}} = \frac{3359}{13038} = +0,258;$$

$$r_{16} = \frac{-4500}{\sqrt{10762 \times 25580}} = \frac{-4500}{\sqrt{278820560}} = \frac{-4500}{16688,9} = -0,270;$$

$$r_{16} = \frac{-1310}{\sqrt{15795 \times 25580}} = \frac{-1310}{\sqrt{405774600}} = \frac{-1310}{20218,1} = -0,065;$$

$$y_1 = \sqrt{\frac{1191,81}{46}} = \sqrt{25,9089} = 5,09;$$

$$x = 17,9 = \frac{2,1225}{13,2259} (y - 51) + \frac{1,5881}{16,0285} (z - 75) + \frac{2,8962}{20,5178} (u - 85)$$

$$x = 17,9 = 0,160 (y - 51) + 0,099 (z - 75) + 0,141 (u - 85)$$

$$x = 0,16 y - 8,16 + 0,099 z - 7,42 + 0,141 u - 11,90 + 17,9$$

$$R = 0,865 - 0,165 - 0,138 - 285 = 0,277$$

$$R_{1234} = \sqrt{1 - \frac{0,277}{0,865}} = 0,824$$

Додаток V

Обчислення літнього стоку р. Дніпра коло Києва за формулою, виведеною за допомогою кореляції

$$h = 0,160 N_5 + 0,099 N_6 + 0,141 N_7 - 9,67$$

Рік	0,160 N травня	0,099 N червня	0,141 N липня	Теорет. стік —9,67	Дійсн. стік	Похибки	Похибки у %
1884	7,0	6,9	10,2	14,4	16,0	-1,6	-10,0
1885	11,4	3,8	10,7	16,2	12,9	+3,3	25,6
1886	8,6	8,7	10,3	17,9	15,7	+2,2	14,0
1887	11,2	8,7	5,6	15,8	15,7	+0,1	0,1
1888	4,6	4,6	16,0	15,5	16,1	-0,6	-4,0
1889	4,5	5,1	13,1	13,0	11,9	+1,1	9,9
1890	6,6	11,1	10,7	18,7	16,5	+2,2	13,3
1891	6,1	8,3	10,7	15,4	17,5	-2,1	-12,0
1892	8,0	5,3	11,3	14,9	12,3	+2,6	21,1
1893	6,6	8,0	15,5	20,4	24,4	-4,0	-16,4
1894	12,5	10,0	10,6	23,4	21,5	+1,9	8,7
1895	7,0	7,3	11,0	15,6	19,3	-3,7	-19,2
1896	8,6	6,5	12,3	17,7	21,6	-3,9	-18,1
1897	8,6	5,4	12,8	17,1	12,7	+4,4	34,6
1898	7,5	7,7	15,5	21,0	16,7	+4,3	25,8
1899	8,3	10,1	10,0	18,7	20,7	-2,0	-9,6
1900	5,8	7,3	10,9	14,3	13,3	+1,0	7,5
1901	8,0	8,4	10,6	17,3	14,3	+3,0	21,0
1902	13,0	8,0	14,4	25,7	29,1	-3,4	-11,7
1903	11,2	11,5	16,7	29,7	27,9	+1,8	6,5
1904	7,0	6,3	6,1	9,7	11,4	-1,7	-14,9
1905	9,4	5,5	11,3	16,5	12,7	+3,8	29,9
1906	11,0	8,3	16,4	26,0	22,1	+3,9	17,7
1907	6,6	6,8	18,6	22,3	26,6	-4,3	-16,2
1908	9,0	7,9	10,9	18,1	18,7	-0,6	-0,3
1909	9,9	9,0	12,0	21,2	26,8	-5,6	-20,9
1910	6,1	3,9	15,3	15,6	14,8	+0,8	5,4
1911	7,0	8,5	8,3	14,1	14,2	-0,1	-0,7
1912	11,0	6,4	8,9	16,6	19,7	-3,1	-15,7
1913	9,1	8,4	18,1	25,9	30,0	-4,1	-13,7
1914	8,0	5,3	10,9	14,5	14,1	+0,4	28,4
1915	5,6	4,3	18,1	13,3	13,3	0	0,0
1916	7,8	8,6	14,8	21,5	19,2	+2,3	12,0
1917	3,4	4,8	14,7	13,2	16,9	-3,7	-21,9
1918	4,3	8,0	18,6	21,2	19,5	+1,6	8,2
1919	7,0	10,6	12,7	20,6	23,9	-3,3	-13,8
1920	7,0	6,4	4,9	8,6	10,8	-2,2	-20,4
1921	9,3	8,5	5,5	13,6	9,8	+3,8	38,8
1922	8,5	7,5	9,9	16,2	14,1	+2,1	14,9
1923	11,7	7,8	10,2	20,0	19,5	+0,5	2,5
1924	6,1	6,8	12,8	16,0	16,8	-0,8	-4,8
1925	6,1	9,2	10,7	16,3	11,7	+4,6	39,3
1926	8,5	8,1	11,6	18,5	17,2	+1,3	7,6
1927	14,6	6,3	10,4	21,6	23,3	-1,7	-7,3
1928	12,3	8,4	6,2	17,2	22,1	-4,9	-22,2
1929	7,7	5,7	12,1	15,8	16,1	-0,3	-1,9

Формули *A* і *D* проф. Ненько
(басейн р. Дніпра до Києва)

Додаток VI

Piк	$\pm 20t_0$	$804 + 20t_0$	$160 + 20t_0$	$(a) - \frac{304 + 20t_0}{160 - 20t_0}$	$\alpha \lg \frac{1}{10}$	N	Теорет. стік	$0,25 x_6$	$\pm 7,5 t_0$	K	Весняний теорет. стік	Весн. дійсний стік	Погибки	Погибки у % дійсного стоку
1885	-15,0	288 348	0,827	1,173	0,149	83,0	47,0	+ 6,0	48,0	39,8	58,1	-18,3	-31,5	
1886	-52	252 352	0,716	1,284	0,192	94,5	48,0	+19,5	62,5	59,0	85,5	-26,5	-31,0	
1887	-14	290 367	0,790	1,210	0,162	99,7	51,8	+ 5,3	52,1	51,9	59,9	- 8,0	-13,3	
1888	-60	244 394	0,620	1,380	0,239	116,8	58,5	+22,5	76,0	88,7	119,8	-31,1	-25,9	
1889	-72	232 357	0,650	1,350	0,224	138,5	49,3	+27,0	71,3	98,7	104,6	- 5,9	- 5,6	
1890	-10	294 357	0,824	1,176	0,150	77,0	49,3	+ 3,8	48,1	37,0	68,9	-31,9	-46,4	
1891	-76	228 355	0,642	1,358	0,228	114,8	48,8	+28,5	72,3	83,0	88,1	- 5,1	- 5,8	
1892	-44	260 315	0,825	1,175	0,150	73,0	38,8	+16,5	50,3	36,7	67,7	-31,0	-45,7	
1893	-92	212 378	0,561	1,439	0,275	165,0	54,5	+34,5	84,0	138,6	86,1	-52,5	+61,1	
1894	-14	290 327	0,888	1,112	0,129	75,3	41,8	+ 5,3	42,1	31,7	62,0	-30,3	-48,8	
1895	-44	260 397	0,656	1,344	0,221	131,9	59,3	+16,5	70,8	93,4	127,9	-34,5	-26,9	
1896	-56	248 306	0,626	1,374	0,237	138,1	59,0	+21,0	75,0	103,7	109,9	- 6,2	- 5,6	
1897	-32	272 343	0,794	1,206	0,161	80,9	45,8	+12,0	52,8	42,7	103,7	-61,0	-59,0	
1898	-44	260 329	0,790	1,210	0,162	81,5	42,3	+16,5	53,8	43,8	63,6	-19,8	-31,2	
1899	-8	296 340	0,871	1,129	0,135	81,6	45,0	+ 3,0	43,0	35,1	53,0	-17,9	-33,8	
1900	-48	256 370	0,692	1,308	0,203	102,2	52,5	+18,0	65,5	67,0	99,7	-32,7	-32,7	
1901	-34	270 355	0,761	1,239	0,173	97,4	48,8	+12,8	56,6	55,1	71,8	-16,7	-23,3	
1902	-12	292 371	0,788	1,212	0,163	98,1	52,8	+ 4,5	52,3	51,4	87,2	-35,8	-41,1	
1903	-38	266 307	0,867	1,133	0,136	88,9	36,8	+14,3	46,1	38,7	72,1	-33,4	-46,3	
1904	-36	268 345	0,778	1,222	0,167	79,7	46,3	+13,5	54,8	43,7	51,0	- 7,3	-14,3	
1905	-38	266 352	0,755	1,245	0,175	113,1	48,0	+14,3	57,3	64,8	83,2	-18,4	-22,1	
1906	-20	284 447	0,635	1,365	0,232	162,4	71,8	+ 7,5	74,3	120,7	99,6	+21,1	+21,2	
1907	-58	246 387	0,636	1,364	0,231	118,3	56,8	+21,8	73,6	87,0	112,1	-25,1	-22,4	
1908	-50	254 361	0,705	1,295	0,197	115,5	50,3	+18,8	64,1	74,3	127,8	-53,5	-41,8	
1909	-94	210 304	0,691	1,309	0,203	110,3	36,0	+35,3	66,3	73,2	90,9	-17,7	-19,4	
1910	+ 4	308 355	0,869	1,131	0,135	79,8	48,8	- 1,5	42,3	33,7	56,3	-22,6	-40,2	
1911	-52	252 351	0,718	1,282	0,191	89,3	47,8	+19,5	62,3	55,6	68,9	-13,3	-19,3	
1912	-40	264 361	0,731	1,269	0,186	126,0	50,3	+15,0	60,3	76,0	95,8	-19,8	-20,7	
1913	-24	280 325	0,863	1,137	0,137	86,3	41,3	+ 9,0	45,3	39,2	68,8	-29,6	-43,1	
1914	-10	294 381	0,772	1,228	0,169	84,4	55,3	+ 3,8	54,1	45,7	86,3	-40,6	-47,2	
1915	-44	260 389	0,668	1,332	0,215	131,5	57,3	+16,5	68,8	90,5	100,4	- 9,9	- 9,9	
1916	-28	276 411	0,672	1,328	0,213	143,0	62,8	+10,5	68,3	97,6	102,9	- 5,3	- 5,2	
1917	-88	216 399	0,541	1,459	0,288	165,4	59,8	+33,0	87,8	145,0	123,3	+21,7	+17,6	
1925	+16	320				H e M a z								
1926	-52	252 371	0,679	1,321	0,209	119,8	52,8	+19,5	67,3	80,5	89,2	- 8,7	- 9,7	
1927	-30	274 359	0,763	1,237	0,173	105,0	49,8	+11,3	56,1	58,9	96,8	-37,9	-39,1	
1928	-76	228 338	0,675	1,325	0,211	124,5	44,5	+28,5	68,0	84,6	89,4	- 4,8	- 5,4	
1929	-80	224 364	0,615	1,385	0,243	111,8	51,0	+30,0	76,0	85,0	102,9	-17,9	-17,9	

Формули *A* і *D* проф. Неньчо
(басейн р. Прип'яті до Мозиря)

Додаток VII

Рік	Місце	$\pm 20 t_6$	$304 \pm 20 t_6$	$160 + x_6$	$\frac{304 \pm 20 t_6}{160 + x_6} = \alpha$	$\alpha \lg \frac{1}{10}$	N	Теоретич. річний стік		0,25 x_6	$-7,5 t_6$	K	Весняний теоретич. стік	Весняний дійсн. стік	Похибки	Похибки у %
								— 20 t_6	304 ± 20 t_6							
1885	—2,0	302	357	0,846	1,154	0,142	82,2	49,3	+ 0,8	45,1	37,0	42,6	— 5,6	— 13,1		
1886	—32	272	350	0,777	1,223	0,167	79,5	47,5	+ 12,0	54,5	43,4	97,5	— 54,1	— 55,5		
1887	0	304	375	0,812	1,188	0,154	98,0	53,8	0,0	48,8	47,8	43,5	+ 4,3	+ 9,9		
1888	—42	262	374	0,700	1,300	0,200	92,0	53,5	+ 15,8	64,3	59,2	123,5	— 64,3	— 52,1		
1889	—54	250	371	0,675	1,325	0,211	140,5	52,8	+ 20,3	68,1	95,7	98,1	— 2,4	— 2,4		
1890	+ 2	306	397	0,772	1,228	0,169	89,6	59,3	— 0,8	53,5	47,9	74,4	— 26,5	— 35,6		
1891	—48	206	373	0,553	1,447	0,280	163,2	53,3	+ 18,0	66,3	108,0	75,8	+ 32,2	+ 42,4		
1892	—24	280	310	0,904	1,096	0,125	60,7	37,5	+ 9,0	41,5	25,2	54,3	— 29,1	— 53,7		
1893	—64	240	349	0,678	1,322	0,210	139,0	47,3	+ 24,0	66,3	92,2	54,7	+ 37,5	+ 68,5		
1894	+ 6	310	317	0,978	1,022	0,105	63,5	39,3	— 2,3	32,0	20,4	55,6	— 35,2	— 63,4		
1895	—22	282	391	0,722	1,278	0,190	109,3	57,8	+ 8,3	61,1	66,7	128,2	— 61,5	— 48,0		
1896	—24	280	377	0,743	1,257	0,181	106,3	54,3	+ 9,0	58,3	61,9	80,0	— 18,1	— 22,6		
1897	—10	294	321	0,917	1,083	0,121	69,7	40,3	+ 3,8	39,1	27,2	84,5	— 57,3	— 65,4		
1898	—16	288	352	0,818	1,182	0,152	77,0	48,0	+ 6,0	49,0	37,7	51,2	— 13,5	— 26,3		
1899	+ 24	328	334	0,983	1,013	0,103	64,0	43,5	— 9,0	29,5	18,9	41,6	— 22,7	— 54,5		
1900	—18	286	354	0,807	1,193	0,156	77,3	48,5	+ 6,8	50,3	38,8	94,9	— 56,1	— 59,2		
1901	—10	294	303	0,970	1,030	0,106	60,6	35,8	+ 3,8	34,6	21,0	27,3	— 6,3	— 23,1		
1902	+ 12	316	364	0,868	1,132	0,136	77	51,0	— 4,5	41,5	32,1	74,3	— 42,2	— 56,8		
1903	—22	282	803	0,932	1,068	0,117	72,5	35,8	+ 8,3	39,1	28,4	66,4	— 38,0	— 57,3		
1904	—14	290	322	0,901	1,099	0,126	59,3	40,5	+ 5,3	40,8	24,2	35,8	— 11,6	— 32,4		
1905	—14	290	346	0,838	1,162	0,145	86,5	46,5	+ 5,3	46,8	40,5	56,9	— 16,4	— 28,8		
1906	—4	300	429	0,700	1,300	0,200	147,2	67,3	+ 1,5	68,8	94,0	82,7	+ 11,3	+ 18,7		
1907	—40	264	381	0,693	1,307	0,203	106,5	55,3	+ 15,0	65,3	69,5	106,8	— 37,3	— 35,0		
1908	—12	292	341	0,855	1,145	0,140	88,8	45,3	+ 4,5	44,8	39,8	91,3	— 51,5	— 56,5		
1909	—70	234	294	0,796	1,304	0,160	83,5	33,5	+ 26,3	54,8	45,7	88,9	— 43,2	— 48,7		
1910	+ 26	330	329	1,05	2,950	0,089	50,3	42,3	+ 9,8	27,5	13,9	45,1	— 31,2	— 69,2		
1911	—20	284	358	0,794	1,206	0,161	78,6	49,5	+ 7,5	52,0	40,8	68,1	— 27,3	— 40,1		
1912	—19	294	362	0,812	1,188	0,154	107,0	50,5	+ 5,5	48,5	52,7	104,8	— 52,1	— 49,7		
1913	+ 2	306	333	0,918	1,082	0,121	81,5	43,3	— 0,8	37,5	30,6	76,2	— 45,6	— 59,9		
1914	+ 36	340	363	0,937	1,063	0,115	60,3	50,8	+ 13,5	32,3	19,5	100,9	— 81,4	— 81,3		
1915	—24	280	362	0,773	1,227	0,169	97,7	50,5	+ 9,0	54,5	53,2	66,3	— 13,1	— 19,8		
1916	—4	300	421	0,713	1,287	0,194	130,7	65,3	+ 1,5	61,8	80,7	74,9	+ 5,8	+ 7,7		
1917	—64	240	378	0,635	1,365	0,232	137,2	54,5	+ 24,0	73,5	100,5	84,5	+ 16,0	+ 18,9		
1926	—34	270	358	0,754	1,246	0,176	103,8	49,5	+ 12,8	57,3	59,5	80,8	— 21,3	— 26,4		
1927	—12	292	341	0,856	1,144	0,139	79,4	45,3	+ 4,5	44,8	35,6	93,5	— 57,9	— 62,1		
1928	—62	242	309	0,784	1,216	0,164	94,0	37,3	+ 23,3	55,6	52,3	77,1	— 24,8	— 32,2		
1929	—74	230	359	0,641	1,359	0,229	107,5	49,8	+ 27,8	72,6	78,2	69,3	+ 8,9	+ 12,8		

Формули A і D проф. Я. Т. Ненько (басейн р. Десни до Чернігова)

Додаток VIII

Рік	Погодний		(басейн р. Десни до Чернігова)										Погодний			
	$\pm 20 t_0$		$304 \pm 20 t_0$		$160 + x_0$		$304 \pm 20 t_0$		$160 + x_0$		N		Теоретичний		Воно, теорет.	
	t_0	x_0	t_0	x_0	t_0	x_0	t_0	x_0	t_0	x_0	t_0	x_0	стик	стик	стик	стик
1885/86	- 58	246	342	0,720	1,280	0,191	92,1	45,5	+ 21,8	62,3	57,4	63,9	-	6,5	10,1	
1886/87	- 18	286	355	0,805	1,195	0,157	98,8	48,8	+ 6,8	50,6	50,0	53,8	-	3,8	7,1	
1887/88	- 54	250	451	0,555	1,445	0,279	161,0	72,8	+ 20,3	88,1	142,0	-	-	-	-	
1888/89	- 78	226	349	0,648	1,352	0,225	138,9	47,3	+ 29,3	71,6	100,0	-	-	-	-	
1889/90	- 24	280	342	0,818	1,182	0,152	68,4	45,5	+ 9,0	49,5	34,2	-	-	-	-	
1890/91	-- 102	202	326	0,620	1,380	0,240	97,5	41,5	+ 38,3	74,8	73,1	-	-	-	-	
1891/92	- 54	250	320	0,782	1,218	0,165	79,8	40,0	+ 20,3	55,3	43,9	-	-	-	-	
1892/93	- 116	188	418	0,450	1,550	0,355	200,0	64,5	+ 43,5	103,0	206,0	-	-	-	-	
1893/94	- 32	272	320	0,850	1,150	0,141	80,7	40,0	+ 12,0	47,0	37,9	-	-	-	-	
1894/95	- 58	246	423	0,582	1,418	0,262	149,9	65,8	+ 21,8	82,6	123,9	168,6	-	44,7	26,4	
1895/96	- 86	218	381	0,572	1,428	0,268	142,2	55,3	+ 32,3	82,6	117,8	101,9	+	15,9	15,6	
1896/97	- 50	254	342	0,743	1,257	0,181	72,2	45,5	+ 18,8	59,3	42,6	100,3	-	57,7	57,7	
1897/98	- 76	228	295	0,773	1,227	0,169	80,7	33,8	+ 28,5	57,3	46,0	52,7	-	6,7	12,7	
1898/99	- 24	280	324	0,865	1,135	0,136	76,1	41,0	+ 9,0	45,0	34,2	52,7	-	18,5	35,1	
1899/00	- 68	236	373	0,633	1,367	0,233	121,0	53,3	+ 25,5	73,8	89,5	98,1	-	8,6	8,8	
1900/01	- 46	258	408	0,632	1,368	0,233	132,2	62,0	+ 17,3	74,3	97,7	101,0	-	3,3	3,1	
1901/02	- 22	282	370	0,762	1,238	0,173	101,0	52,5	+ 8,3	55,8	56,6	83,8	-	27,2	32,4	
1902/03	- 66	238	305	0,780	1,220	0,166	100,9	36,3	+ 24,8	56,1	56,6	71,5	-	14,9	20,8	
1903/04	- 52	252	377	0,669	1,331	0,214	97,1	54,3	+ 19,5	68,8	66,9	58,3	+	8,6	14,7	
1904/05	-- 54	250	361	0,693	1,307	0,203	142,0	50,3	+ 20,3	65,6	93,0	107,4	-	14,4	18,4	
1905/06	- 28	276	463	0,596	1,404	0,254	168,9	75,8	+ 10,5	81,3	136,9	95,7	+	41,2	43,0	
1906/07	- 72	232	392	0,593	1,407	0,255	125,0	58,0	+ 27,0	80,0	100,0	114,6	-	14,6	12,8	
1907/08	- 74	230	380	0,590	1,410	0,257	128,3	55,0	+ 27,8	77,8	99,8	159,9	-	61,1	37,6	
1908/09	-- 112	192	313	0,613	1,387	0,244	128,0	38,3	+ 42,0	75,3	96,0	76,9	+	19,1	24,8	
1909/10	- 18	286	353	0,810	1,190	0,155	89,9	48,3	+ 6,8	50,1	45,0	56,4	-	11,4	20,2	
1910/11	- 84	220	326	0,675	1,325	0,211	88,3	41,5	+ 31,5	68,0	60,0	60,0	-	0,0	0,0	
1911/12	- 68	236	342	0,690	1,310	0,204	128,8	45,5	+ 25,5	66,0	85,1	72,5	+	12,6	17,4	
1912/13	- 36	268	307	0,874	1,126	0,134	82,3	36,8	+ 13,5	45,3	37,0	54,5	-	17,5	32,1	
1913/14	+	2	306	397	0,771	1,229	0,169	78,1	59,3	+ 0,8	53,5	41,7	75,7	-	34,0	44,9
1914/15	- 58	246	421	0,584	1,416	0,261	169,3	65,3	+ 21,8	82,1	138,6	144,2	-	5,6	3,5	
1915/16	- 38	266	399	0,666	1,338	0,215	134,0	59,8	+ 14,3	69,1	92,5	112,7	-	20,2	17,9	
1916/17	- 104	200	397	0,504	1,496	0,313	165,7	59,3	+ 39,6	93,3	154,0	167,4	-	13,4	8,0	
1925/26	- 64	240	401	0,599	1,401	0,251	139,9	60,3	+ 24,0	79,3	111,0	102,1	+	8,6	8,7	
1926/27	- 48	256	359	0,712	1,288	0,194	113,3	49,8	+ 18,0	62,8	71,2	93,5	-	22,3	23,8	
1927/28	- 100	204	363	0,562	1,438	0,274	157,1	50,8	+ 37,5	83,3	130,3	105,3	+	25,0	28,7	
1928/29	- 110	204	361	0,565	1,435	0,272	125,7	50,3	+ 37,5	82,8	104,0	125,1	-	21,1	16,9	

Формули B і D проф. Ненько
(Дніпро коло Києва)

Pк		$55 + x_6$	$\pm 300 t_6$	$1869 \pm 300 t_6$	$55 + x_6$ $1869 \pm 300 t_6$	Річний теорет. стік	K	Весняній теорет. стік	Веснян. дійсн. стік	Похибки	Похибки у %
1885	243	— 240	1629	0,149	82,9	48,0	39,7	58,1	— 18,4	— 31,6	
1886	247	— 780	1089	0,227	113,3	62,5	70,8	85,5	— 14,7	— 17,2	
1887	262	— 210	1659	0,158	97,3	52,1	50,6	59,9	— 9,3	— 15,5	
1888	289	— 900	969	0,298	145,6	76,0	110,8	119,8	— 9,0	— 7,5	
1889	252	— 1080	789	0,319	197,3	71,3	140,2	104,6	+ 35,6	+ 34,1	
1890	252	— 150	1719	0,147	75,5	48,1	36,3	69,0	— 32,7	— 47,4	
1891	250	— 1140	729	0,343	172,5	72,3	124,7	88,1	+ 36,6	+ 41,6	
1892	210	— 660	1209	0,174	84,6	50,3	42,6	67,7	— 25,1	— 37,1	
1893	273	— 1380	489	0,558	334,3	84,0	280,2	86,1	+ 196,1	+ 228,0	
1894	222	— 210	1659	0,134	78,4	42,1	32,9	62,0	— 29,1	— 46,8	
1895	292	— 660	1209	0,242	144,1	70,8	102,0	127,9	— 25,9	— 20,3	
1896	291	— 840	1029	0,283	165,0	75,0	123,8	109,9	+ 18,9	+ 12,7	
1897	238	— 480	1389	0,171	85,8	52,8	45,3	103,7	— 58,4	— 56,3	
1898	224	— 660	1209	0,186	93,6	53,8	50,4	63,6	— 13,2	— 20,8	
1899	235	— 120	1749	0,134	81,0	43,0	34,8	53,0	— 18,2	— 34,3	
1900	265	— 720	1149	0,231	116,6	65,5	76,0	99,7	— 23,7	— 23,7	
1901	250	— 510	1359	0,184	103,8	56,6	58,8	71,8	— 13,0	— 18,1	
1902	266	— 180	1689	0,158	95,0	52,3	49,4	87,2	— 37,8	— 43,3	
1903	202	— 570	1299	0,155	95,5	46,1	44,0	72,1	— 28,1	— 38,9	
1904	240	— 540	1329	0,181	86,4	54,8	47,3	51,0	— 3,7	— 7,3	
1905	237	— 570	1299	0,183	118,3	57,3	67,8	83,2	— 15,4	— 18,5	
1906	342	— 300	1569	0,218	152,6	74,3	113,3	99,6	+ 13,7	+ 18,7	
1907	282	— 870	999	0,282	144,4	73,6	106,2	112,1	— 5,9	— 5,3	
1908	256	— 750	1119	0,229	134,1	64,1	85,8	127,8	— 42,0	— 32,9	
1909	199	— 1410	459	0,434	236,0	66,3	156,2	90,9	+ 65,3	+ 71,9	
1910	250	+ 60	1929	0,130	76,8	42,3	32,5	56,3	— 23,8	— 42,3	
1911	246	— 780	1089	0,226	105,2	62,3	65,6	68,9	— 3,3	— 47,8	
1912	256	— 600	1269	0,202	136,5	60,3	82,4	95,8	— 13,4	— 14,0	
1913	220	— 360	1509	0,146	92,0	45,3	41,7	68,8	— 27,1	— 39,4	
1914	276	— 150	1719	0,161	80,5	54,1	43,5	86,3	— 42,8	— 49,6	
1915	284	— 660	1209	0,235	143,9	68,8	98,0	100,4	— 1,4	— 1,4	
1916	306	— 420	1449	0,212	142,1	68,3	97,9	102,4	— 5,9	— 5,7	
1917	294	— 1320	549	0,536	307,9	87,8	270,0	123,3	+ 146,7	+ 118,7	
1926	266	— 780	1089	0,244	139,9	67,3	94,0	89,2	+ 4,8	+ 5,4	
1927	254	— 450	1419	0,179	108,8	56,1	61,2	96,8	— 35,6	— 36,8	
1928	233	— 1140	729	0,320	189,0	68,0	128,6	89,4	+ 39,2	+ 43,9	
1929	259	— 1200	669	0,387	178,0	76,0	135,2	102,9	+ 32,3	+ 31,0	

Инж. А. И. Прядченко

Гидрометеорологические зависимости для вычисления сезонного стока
(для р. Днепра до Киева)

Резюме

Работа состоит из двух частей: в первой части приводятся вновь выведенные формулы гидрометеорологических зависимостей для целей долгосрочных прогнозов среднесезонных значений стока Днепра у Киева; во второй части рассматриваются ранее предложенные формулы для вычисления сезонного стока и сравниваются результаты применения вновь выведенных и прежних формул в условиях Днепра.

Для определения весеннего стока получена формула, применимая как для вычисления стока, так и предсказаний его. Формула эта имеет такой вид:

$$h = 0,771 N_3 - 4,86 t + 0,18 N_{\text{пр. года}} - 107,3 \quad (3),$$

где:

h — сток в мм за март — июнь у Киева;

N_3 — зимние осадки за декабрь — март;

t — средняя температура за декабрь — февраль;

N и t берутся по бассейну Днепра до Киева; если температура декабря выше $-1,5^{\circ}\text{C}$, то осадки и температура декабря в расчет не вводятся;

$N_{\text{пр. года}}$ — осадки предыдущего года за апрель — ноябрь, если температура декабря выше $-1,5^{\circ}\text{C}$, то в расчет принимаются и осадки декабря.

При применении этой формулы для периода в 45 лет 80% всех ошибок не превышает 15% весеннего стока и только 2 находятся в пределах 30 — 40% сезонного стока.

Кроме этой формулы, исключительно для целей предсказаний весенного стока, составлена другая формула такого вида:

$$h = 1,83 H + 0,667 N + 0,053 q - 22,2,$$

где:

h — весенний сток у Киева в мм ;

H — середне-декадный максимум снега в бассейне Днепра до Киева, взятый до 3-й декады февраля включительно;

N — осадки по дождемерам за март; если максимум снега был в первую декаду месяца, то берутся осадки этого и последующего месяца по март включительно;

q — наименьший расход за зиму у Киева в $\text{м}^3/\text{сек}$, взятый в период установившегося ледостава.

Ошибки по этой формуле не превышают 26 — 30% сезонного стока для периода в 32 года, а в 90% всех случаев ошибки заключаются в пределах 16 — 20% сезонного стока.

Для определения и предсказания летнего стока выведена формула:

$$h = 0,15 (N_5 + N_7) + 0,1 N_6 - 10,5$$

где:

h — летний сток у Киева в мм за период июль — сентябрь,

N — сумма месячных осадков в бассейне Днепра до Киева в месяцы, соответствующие поставленным индексам.

Ошибки при применении этой формулы не превышают 36% летнего стока (2 случая), а 76% всех ошибок находятся в пределах 16—20% летнего стока для периода в 46 лет.

Во второй части рассмотрены формулы весеннего стока акад. Е. В. Оппокова для Днепра у Киева и проф. Я. Т. Ненько для Киева, Мозирия, Чернигова, Речицы. Формулы акад. Оппокова дают ошибки до 60% сезонного стока и в 50% общего числа лет ошибки находятся в пределах 16—20% стока.

Применение формулы проф. Я. Т. Ненько дало в ряде случаев явно ошибочные значения коэффициента „ K “ для определения величины весеннего стока, когда $K=1$, а также значительные ошибки для всех пунктов, доходящие до 100% сезонного стока.

Вновь предложенные формулы в общем правильно отражают колебания сезонных значений стока и дают результаты, лучшие, чем по иным предложенным формулам.

Dipl.-Ing. A. I Prjadtschenko

Über die hydrometeorologischen Abhängigkeiten zur Berechnung des jahreszeitlichen Wasserabflusses (für den Dnieprstrom nächst Kiew)

Zusammenfassung

Der Verfasser vorliegender Arbeit berichtet über die Resultate der von ihm angestellten Untersuchungen zur Festlegung der Abhängigkeiten zwischen den jahreszeitlichen Abflussmengen des Dnieprstromes nächst Kiew und den hydrometeorologischen Faktoren im Bereich des Stromgebiets.

Bei Durchführung einer eingehenden Analyse der Wechselbeziehungen zwischen Abfluss und den Faktoren des letzteren, gewann Verf. recht zufriedenstellende Abhängigkeiten verschiedener Art für die frühjährige und die sommerliche Jahreszeit. Diese Abhängigkeiten spiegeln viel besser die Wirklichkeit wieder, als die schon vorhandenen, früher aufgezeigten. Die festgestellten Abhängigkeiten können vor allem für hydrologische Prognose ausgewertet werden. Abgesehen hiervon sind die vom Verfasser abgeleiteten Abhängigkeiten von Interesse im Sinne einer Klärung der Genese des Abflusses während der von ihm besprochenen Jahreszeiten.

Abschliessend prüft Verf. die Anwendbarkeit einiger Formeln sonstiger Autoren insbesondere die des Prof. J. Nenko unter den Verhältnissen des Dnieprstromes sowie dessen grösserer Zuflüsse nach, und zeigt, dass diese Formeln unter den Bedingungen der vorgenommenen Prüfung durchaus unbefriedigende Resultate ergeben haben.

Інж. М. В. Мялковський

Про можливість зарегулювання весняного стоку р. Дніпра водосховищами¹⁾

§ 1. Підходи до питання про можливість зарегулювання весняного стоку р. Дніпра та прийнята схема розрахунків

Питанню про можливість зарегулювання весняного стоку р. Дніпра водосховищами з метою запобігання катастрофічним повеням до цього часу майже ніхто не приділяв належної уваги.

Щодо цього можна вказати лише на досить наближені підрахунки, або вірніше „приклади“, що їх зробив проф. М. В. Терпугов у своїй доповіді Водному комітету У. Е. С.²⁾. В цій доповіді проф. Терпугов поряд з іншими заходами щодо захисту населених пунктів та підприємств від повеней на р. Дніпрі, не виключає можливості боротьби з ними регулюванням повідневого стоку водосховищами. Для цього він вважав необхідним затримувати у верхів'ях р. Дніпра у відповідних водосховищах близько 20 млрд. m^3 води, себто близько половини весняного сумарного стоку р. Дніпра вище Києва для року з максимальною по висоті повіддю. Нагадаємо, що сумарний весняний стік р. Дніпра вище Києва для 1931 р., себто року з історично найвищим весняним гребенем, — становить близько 45 млрд. m^3 .

Акад. Е. В. Оппоков, розглядаючи це питання³⁾, цілком відкидає можливість зарегулювання весняного стоку р. Дніпра з метою запобігання високим повеням, посилаючись на приклади виконаних обчислень та здійснених заходів на інших ріках за кордоном (р. Міссісіпі та ін.).

У зв'язку з проблемою Великого Дніпра, як відомо, передбачається будування в системі р. Дніпра цілого ряду великих водосховищ з метою гідроенергетичного використання вод Дніпра, поліпшення судноплавства умов тощо; ці водосховища можна буде також використати як повеневі, себто з метою боротьби з великими поводями. Маючи увазі, що ні проф. М. В. Терпугов, ні акад. Е. В. Оппоков, розглядаючи питання боротьби з поводями на р. Дніпрі через зарегулювання весняного стоку водосховищами, детальних підрахунків щодо цього не проводили і базували свої висновки лише на грубих прикладках, автор цієї статті виконав деякі дослідження та детальні підрахунки в напрямі з'ясування питання про можливість зарегулювання весняного

¹⁾ Цю роботу виконано ще в 1933 р. як частину дослідження про весняні поводи р. Дніпра; це останнє дослідження виконувалося під керівництвом проф. А. В. Огієвського на завдання Укрдіпроводу.

²⁾ Проф. Н. В. Терпугов, Мероприятия по борьбе с наводнениями (доклад на заседании Водного комитета).

³⁾ Акад. Е. В. Оппоков, О рациональных мерах борьбы с наводнениями в бассейне р. Днепра и об использовании его высоких весенних вод в интересах с. х., Вісті Н.-д. і-ту в. г. У. Т. IV, ч. 2, Київ, 1931.

стоку р. Дніпра та впливу зарегулювання ріки на формування максимальних витрат та рівнів по довжині ріки.

Щоб з'ясувати можливість зарегулювання весняного стоку р. Дніпра та визначити необхідні регуляційні об'єми водосховищ для різних градацій зарегулювання і встановити примірне розміщення цих водосховищ, прийнято таку схему розрахунків.

За основні розрахункові пункти взято м. Київ, як замикаючий створ для стоку з головних приток, м. Чернігів на р. Десні, Мозир —

на р. Прип'яті, Гомель на р. Сожі та Речиця у верхів'ї р. Дніпра, по яких є оброблені багатолітні характеристики стоку¹⁾.

Для дослідження можливості зарегулювання весняного стоку р. Дніпра взято п'ять весняних поводей, спостережених на р. Дніпрі біля Києва і характерних по висоті ймовірності їх настання в багатолітній перспективі, а саме:

1) найвища повінь за весь період спостережень біля Києва, що була в 1931 р., імовірність настання якої можна оцінити приблизно один раз на 100 років;

2) наступна по висоті повінь в 1917 р. з повторюваністю один раз на 50 років;

3) повінь 1908 р. з повторюваністю один раз в 20—25 років;

4) повінь, яка може повторюватися один раз в 10 років, якою для дослідження прийнято повінь, спостережену в 1915 р., і

Рис. 1. Схема визначення регуляційного об'єму методом сумарних кривих.

5) повінь, що може траплятися кожних 5 років, а саме — спостережена в 1916 р.

Поставлене завдання найзручніше розв'язувати графічним методом. Для цього для цих характерних п'яти поводей будуємо графіки пропливу води в часі, тобто гідрографи, для пунктів, прийнятих вище за розрахункові: Київ, Чернігова, Мозиря, Гомеля та Речиці. При цьому Київ вважаємо основним замикаючим пунктом. Для зручності графічних підрахунків суміщаємо гідрографи по Чернігову, Гомелю, Мозирю та Речиці з Києвом за строками добігання води від цих пунктів до Києва.

Відповідні строки добігання від кожного пункта до Києва прийнято такі:

	Число діб
Чернігів	4
Мозир	5
Гомель	7
Речиця	7

¹⁾ Проф. А. В. Огнєвський, Режим стока верхнього и середнього Дніпра, Київ, 1932.

На тому ж рисунку під гідрографами з тією ж віссю часу (в календарі) будуємо сумарні криві припливу для відповідних пунктів, для якої розрахункової поводі (див. рис. 3—7 наприкінці статті).

Користуючись виконаними побудуваннями, установлюємо залежність для Києва між q_{\max} , себто максимальною витратою при зарегулюванні ріки і необхідним для цього сумарним регуляційним об'ємом водосховища V .

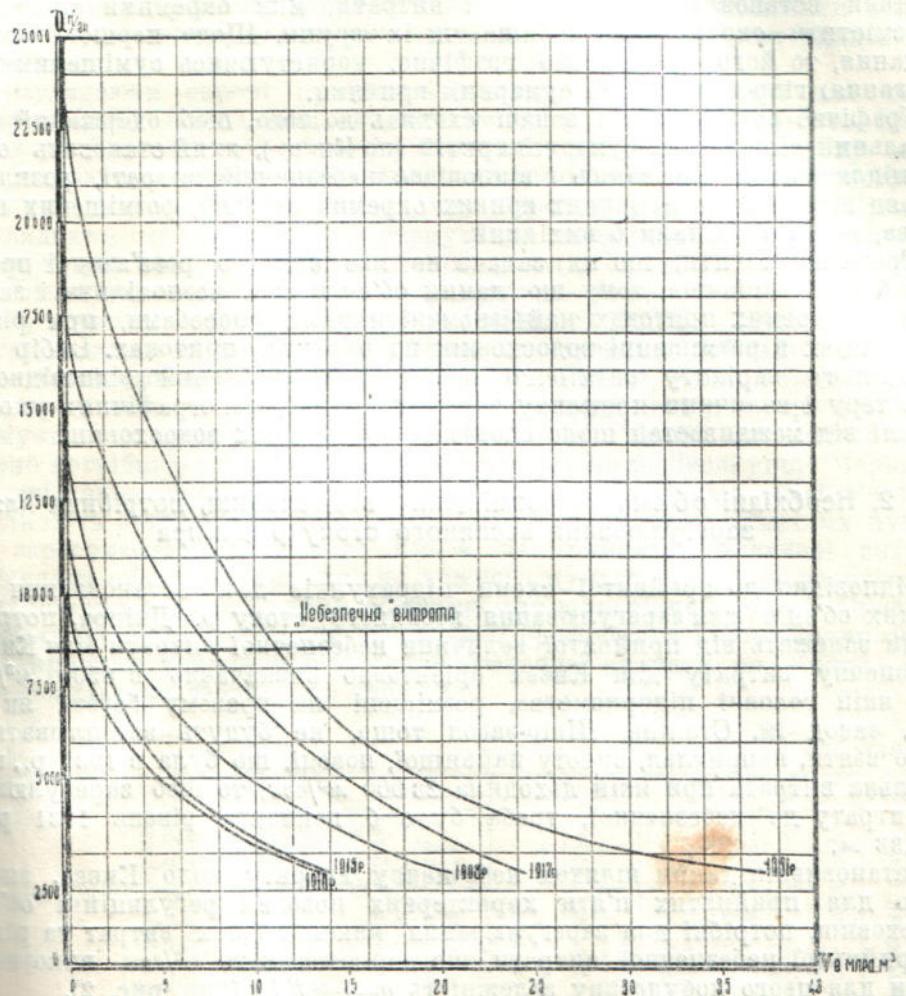


Рис. 2. Залежності зарегульованих максимумів біля Києва від сумарних регуляційних об'ємів вище Києва.

Залежність $q_{\max} = f(V)$ установлюємо з такого припущення: якщо ми зробимо графік припливу по Києву на будь-якій висоті горизонтальною лінією, то площа частини гідрографа, що міститься вище лінії зрізу, дорівнюватиме об'єму води, яку потрібно затримати вище Києва, щоб максимальна витрата при цьому відповідала лінії зрізу. Схематично це показано на рис. 1 (див. верхню частину цього рисунка).

Зрізуючи гідрограф на різних висотах, одержуємо ряд значень q_{\max} та V , за яким будуємо графіки $q_{\max} = f(V)$ для п'яти характерних поводів; ці графіки вміщуємо на одному рисунку (див. рис. 2).

Будуючи графіки $q_{\max} = f(V)$, для уникнення зайногого планіметрування площ застосовуємо метод сумарних кривих, як це схематично показано на рис. 1. Установивши потім небезпечну витрату біля Києва, проводимо на рис. 2 лінію „небезпечної“ витрати, що дає змогу визначити необхідні об'єми для зарегулювання даної витрати для прийнятих п'яти характерних поводей. Дальша задача підрахунків сходить до того, щоб розподілити одержані сумарні регуляційні об'єми, потрібні для зарегулювання встановленої небезпечної витрати, між окремими притоками і розмістити окремі водосховища чи їх групи. Щодо першої частини завдання, то його розв'язуємо графічно, користуючись суміщенними (на добігання) гідрографами та сумарними кривими.

Графічне розв'язування задачі сходить до того, щоб одержаний вертикальний відрізок на сумарній кривій (по Києву), який становить об'єм, що підлягає зарегулюванню і відповідає небезпечній витраті, розкласти на ряд відрізків по сумарних кривих окремих пунктів, розміщених вище Києва, які в сумі дали б вихідний.

Треба відзначити, що ця задача не має єдиного розв'язку і припускає багато варіантів, тому що даний об'єм можна розподілити і затримати на окремих притоках найрізноманітнішими способами, при різних комбінаціях в розміщенні водосховищ по окремих притоках. Вибір найвигіднішого варіанту остаточно може бути зроблений відповідно до характеру і величини припливу окремих приток, топографічних умов та взагалі від можливостей щодо спорудження великих водосховищ.

§ 2. Необхідні об'єми та розміщення водосховищ, потрібних для зарегулювання весняного стоку р. Дніпра

Відповідно до прийнятої схеми підрахунків для встановлення потрібних об'ємів для зарегулювання весняного стоку р. Дніпра, потрібні об'єми залежать від прийнятої величини небезпечної витрати біля Києва. Небезпечну витрату для Києва орієнтовно визначаємо в $8500 \text{ м}^3/\text{сек}$, при якій головні підприємства, розміщені на правому березі, як от, ЦЕС, завод ім. Сталіна, Шкір-завод тощо, не будуть затоплюватися. Якщо взяти, наприклад, висоту найвищої, поводі, що була в 1931 р., максимальна витрата при якій доходила $23000 \text{ м}^3/\text{сек}$, то щоб зарегулювати цю витрату до небезпечної, треба було б понизити рівень 1931 року на $2,33 \text{ м}$.

Установивши таким шляхом небезпечну витрату коло Києва, визнаємо для прийнятих п'яти характерних поводей регуляційні об'єми водосховищ, потрібні для зарегулювання максимальних витрат та рівнів до прийнятої небезпечної витрати, що дорівнює $8500 \text{ м}^3/\text{сек}$, використовуючи для цього побудовану залежність $q_{\max} = f(V)$ (див. рис. 2).

Одержані результати зводимо в табл. 1.

Таблиця 1

Календарний рік поводі коло Києва	Максимальна витрата Q_{\max} в $\text{м}^3/\text{сек}$	Максимальний рівень H_{\max} нал. "0" графіка в см	Ймовірн. настання в %	Потрібні регуляційні об'єми в міліардах м^3	Характеристика повторюваності максимуму (на скільки років 1 раз)
1931	23000	640	1	11,500	100
1917	17500	573	2	7,600	50
1908	13390	506	4	3,200	25
1915	11485	474	10	1,500	10
1916	9462	433	20	0,500	5

З наведеної таблиці видно, що для зарегулювання найвищої поводі, яка була в 1931 р., потрібно затримати вище Києва 11,5 млрд. m^3 весняної води. Як бачимо, ця величина потрібного регуляційного об'єму майже вдвічі менша за цифру, що її дав проф. Терпугов¹⁾ і майже в 1,30 раза менша, ніж сумарний регуляційний об'єм водосховищ першої черги першого варіанту запроектованих Укрдіпроводом на Верхньому Дніпрі в зв'язку з проблемою Великого Дніпра (який складає 14,5 млрд. m^3). Розміщення одержаних регуляційних об'ємів можна здійснити різними способами, бо задача ця, як уже зазначалося вище, не має єдиного розв'язання.

Розглядаючи окремі притоки з погляду їх придатності для збудування великих водосховищ, виключаючи перш за все р. Прип'ять. Виключення р. Прип'яті від участі в зарегулюванні весняного стоку можна обґрунтывать, з одного боку, незадовільними для цієї мети топографічними умовами, а з другого — своєрідним гідрологічним режимом р. Прип'яті. Розглядаючи та аналізуючи формування максимальних гребенів коло Києва, можна констатувати незбігання гребенів Прип'яті з проходом гребенів поводі коло Києва. А через це р. Прип'ять на максимальну висоту коло Києва, а також всього Середнього та Нижнього Дніпра значно не впливає.

Розглядаючи гідрографи, суміщені за строками добігання води, для п'яти характерних пунктів: Київ, Чернігів, Гомель, Речиця та Мозир (див. рис. 3—7), бачимо, що майже для всіх високих поводей, гребень Києва формується за рахунок Чернігова, Речиці та Гомеля. Виходячи з цього, будемо потрібні регуляційні об'єми розміщати на р. Десні вище Чернігова, р. Сожі вище Гомеля та Верхньому Дніпрі вище Речиці. Щоб з'ясувати можливість затримування потрібних об'ємів води вище згаданих пунктів для зарегулювання Q_{\max} коло Києва до прийнятій безпечної витрати, порівнямо сумарний приплів до кожного пункта за період регулювання з потрібними регуляційними об'ємами для відповідної поводі. Сумарний приплів до окремих пунктів визначаємо графічно за відповідними сумарними кривими припліву в межах небезпечної витрати по Києву. Одержані результати зводимо до табл. 2.

Таблиця 2

Пункт	Сумарний приплів за період регулювання в млрд. m^3	Потрібний регуляційний об'єм в млрд. m^3	Сумарний приплів за період регулювання в млрд. m^3	Потрібний регуляційний об'єм в млрд. m^3	Сумарний приплів в млрд. m^3	Потрібний регуляційний об'єм в млрд. m^3	Сумарний приплів в млрд. m^3	Потрібний регуляційний об'єм в млрд. m^3	Сумарний приплів в млрд. m^3
Київ . . .	7,5		7,9		7,4		3,2		1,5
Гомель . . .	5,2	11,5	4,5	7,6	4,2	3,2	2,9	1,5	1,8
Речиця . . .	6,2		3,1		3,7		3,0		2,3
Разом . . .	18,5	—	15,5	—	15,3	—	9,1	—	5,6
									0,5

Як видно з табл. 2, сумарний приплів за період регулювання в усіх випадках з лишком перевищує потрібні регуляційні об'єми.

1) Н. В. Терпугов, Мероприятия по борьбе с наводнениями.

Як зазначалося, одержані регуляційні об'єми можуть бути розміщені по-різному, залежно від різних міркувань. Виходячи з чисто гідрологічних міркувань, розподілімо їх пропорціонально процентному співвідношенню сумарного стоку з відповідних частин басейнів приток коло відповідних пунктів, до всього регульованого сумарного стоку з басейну (Гомель + Чернігів + Речиця). Результати підрахунків зводимо в табл. 3.

Таблиця 3

№	Пункт	Сумарний приплів за період регулювання в млн м ³	% від сумарного припліву	Прийняті об'єми зарегулювання в млн м ³
1931 рік				
1	Речиця	6200	33	3770
2	Чернігів	7500	40	4600
3	Гомель	5200	27	3130
	Разом	18 900	100	11 500
1917 рік				
1	Речиця	3100	20	1520
2	Чернігів	7900	51	3800
3	Гомель	4500	29	3130
	Разом	15 500	100	7600
1908 рік				
1	Речиця	3700	24	770
2	Чернігів	7400	50	1600
3	Гомель	4200	26	830
	Разом	15 300	100	3200
1915 рік				
1	Речиця	3000	33	500
2	Чернігів	3200	35	530
3	Гомель	2800	32	470
	Разом	9000	100	1500
1916 рік				
1	Речиця	2300	41	200
2	Чернігів	1500	27	140
3	Гомель	1800	32	160
	Разом	5600	100	500

Одержані таким способом розподіл регуляційних об'ємів між головними притоками р. Дніпра, себто по Десні, Сожу та Верхньому Дніпру вище Речиці, далі треба було б розмістити окремі водосховища та побудув-

вати графіки їх роботи так, щоб вони в наслідок своєї паралельної роботи зарегулювали відповідні максимуми до таких, що не перевищували б небезпечної.

Зазначмо, що окремі водосховища можна розміщати залежно від багатьох міркувань, як от: топографічних, геологічних, господарсько-економічних та значною мірою гідрологічних умов.

Щодо гідрологічних умов, то можна відзначити, що невдало запроектовані водосховища інколи можуть в країному випадку зовсім не впливати на хід поводі в нижче розміщених пунктах ріки, а в окремих випадках навіть і збільшувати висоту повідневих вод.

Отже розміщення окремих водосховищ та проектування графіка роботи цілої системи повідневих водосховищ становить досить складне завдання, при розв'язанні якого слід брати на увагу: характер стоку з окремих частин басейну, проходження та збіг гребенів поводів з різних приток, строки добігання повідневих хвиль від різних частин басейну до даного пункта тощо.

Це завдання ще більше ускладнюється відсутністю багатолітніх гідрометричних спостережень для верхніх пунктів р. Дніпра та його приток, що примушує робити деякі припущення та приймати шлях теоретичного визначення деяких відсутніх даних.

Щоб одержати коло Києва задане зниження максимальних витрат, себто, щоб останні не перевищували встановленої небезпечної витрати, що дорівнює $8500 \text{ м}^3/\text{сек}$, роботу всієї системи водосховищ побудуємо так:

Розіб'ємо всю систему водосховищ вище Києва на три групи: 1) Десенську групу — вище Чернігова; 2) Сожську групу — вище Гомеля та 3) Верхньодніпровську — вище Речиці. Вислідні графіки роботи окремих груп водосховищ для п'яти прийнятих поводів одержуємо графічно (див. рис. 3—7). На гідрографах для Києва проводимо горизонтальні лінії небезпечної витрати.

Точки перетину лінії небезпечної витрати з гідрографом визначають тривалість періоду регулювання для відповідного паводка, а площа частини гідрографа, розміщена вище лінії небезпечної витрати, дає потрібний регуляційний об'єм.

Проектуючи точки початку та кінця періоду регулювання графіка припливу по Києву на суміщенні за строками добігання повідневої хвилі гідрографи по Чернігову, Гомелю та Речиці, одержуємо початок та кінець періодів регулювання для цих пунктів.

Ординати вище лінії зрізки по Києву, що підлягають зарегулюванню, розкладаємо відповідно на Чернігів, Гомель та Речицю, пропорціонально ординатам припливу до цих пунктів.

Так, наприклад, ординату, що підлягає зарегулюванню вище Чернігова, одержимо за таким рівнянням:

$$Q'_r = Q'_k \frac{Q_r}{Q_r + Q_g + Q_p},$$

де:

Q'_r — ордината, що підлягає зарегулюванню вище Чернігова;

Q_r — витрата коло Чернігова, що відповідає даному моментові часу;

Q_g та Q_p — відповідні витрати коло Гомеля і Речиці;

Q'_k — витрата, що підлягає зарегулюванню вище Києва.

Одержані таким способом ординати, що підлягають зарегулюванню для відповідного пункта, відкладаємо від точок на гідрографах цих пунктів вниз і кінці їх сполучаємо плавними лініями (див. рис. 3—7 наприкінці статті), які й становитимуть собою результатуючі графіки роботи окремих груп водосховищ. Для перевірки правильності виконаних побудувань може

служити рівність суми площ, що містяться між лініями припливу та лініями скиду для відповідних пунктів (які становлять не що інше, як зарегульовані об'єми) з відповідною площею вище лінії зрізки по Києву.

Побудувавши таким способом графіки роботи окремих груп водосховищ, можна перейти до встановлення роботи кожного водосховища зокрема, виходячи вже з результату чого графіка роботи відповідної групи водосховищ.

Маючи на увазі, що споруджувати водосховища виключно повідневі недоцільно, а доцільно поєднувати їх з водосховищами іншого призначення, займатися конкретним розміщенням окремих водосховищ вище зазначених вихідних пунктів ми не будемо.

Виконані підрахунки дозволяють зробити висновок, що зарегульовання весняного стоку р. Дніпра з гідрологічного погляду, безперечно, здійсніме, а тому при дальшій розробці проблеми Великого Дніпра це питання ні в якому разі обминати не слід.

При зарегульованні максимальної витрати по Києву до $8\ 500\ m^3/\text{сек}$, небезпека від катастрофічних поводей по Києву (не рахуючи Труханова острова) зникає. Цій витраті відповідає рівень 410 см (над „0“ графіка). За гідрографами, графіками роботи відповідних груп водосховищ та кривими зв'язку відповідних рівнів визначаємо відповідні максимальні зарегульовані рівні для деяких інших пунктів р. Дніпра, виходячи з поводі, що була в 1931 р. Результати подаємо в табл. 4.

Таблиця 4

Пункт	Спостережений рівень H_{\max} в см над 0 графіка	Зарегульований рівень h в см	Зниження в см
Чернігів	785	662	123
Гомель	685	510	175
Речиця	566	493	73
Київ	640	410	230
Черкаси	525	352	173
Кременчук	701	468	233
Лоцм. Кам'янка .	678	345	333

Як бачимо з наведеної таблиці, майже для всіх головних пунктів р. Дніпра виключається небезпека шкідливого впливу високих весняних вод.

§ 3. Питання про вплив на формування максимальних витрат водосховищ першої черги за схемою Великого Дніпра

Розгляньмо питання про вплив зарегульовання р. Дніпра на формування максимальних витрат стосовно до водогосподарської схеми Великого Дніпра, а саме: з'ясуємо питання, як вплинути запроектовані бувшим Укрдіпроводом водосховища першої черги на хід поводі взагалі і зокрема на зниження максимумів коло головних пунктів р. Дніпра. Розміщення водосховищ першої черги показано на рис. 8. Головні характеристики водосховищ, запроектованих вище Києва, наводимо в табл. 5.

Таблиця 5

№	Водосховище	Площа басейну в км ²	Регуляц. об'єм в млн. м ³	Мертвий об'єм в млн. м ³	Повний об'єм в млн. м ³
1	Дорогобузьке . . .	6 800	1 430	100	1 530
2	Смоленське . . .	17 700	4 700	100	4 800
3	Оршинське . . .	17 394	1 000	100	1 100
4	Березинське . . .	729	500	60	560
5	Сожське . . .	5 170	840	50	890
6	Вороне . . .	3 930	850	50	900
7	Пісочнє . . .	1 500	300	50	350
8	Брянське . . .	12 224	1 350	100	1 450
9	Трубчевське . . .	18 845	1 850	100	1 950
10	Льговське . . .	9 640	1 330	100	1 430
Разом . . .		14 500	8 10	15 310	

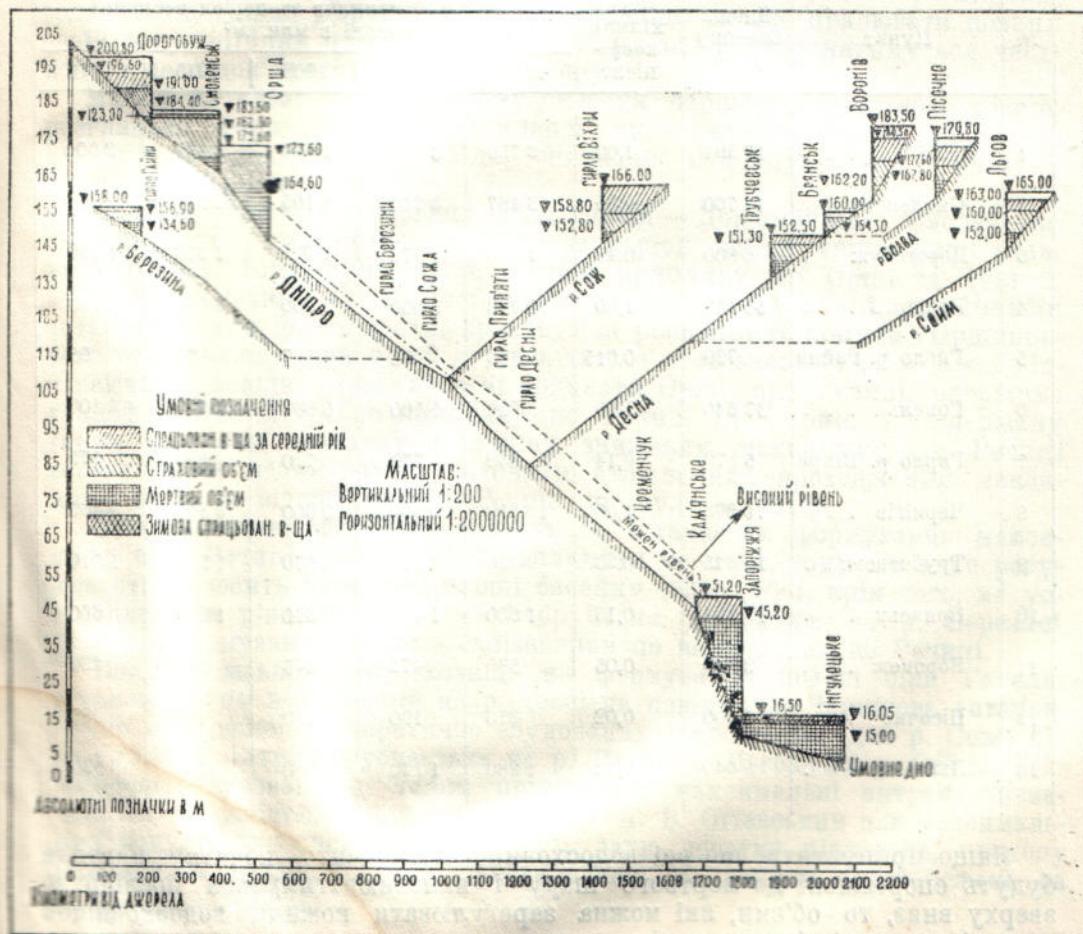


Рис. 8. Схема розташування водосховищ першої черги на р. Дніпрі за Укрдіпроводом.

Щоб з'ясувати вплив запроектованих водосховищ на формування максимальних витрат, розглядатимемо хід поводі та її трансформацію в окремі календарні роки. Для цього візьмемо ті ж самі п'ять років: 1931, 1917, 1908, 1915 та 1916, з характерними поводями.

Для врахування впливу на хід поводі кожного водосховища окрема треба знати характер припливу до відповідного водосховища. Але в наслідок відсутності гідрометричних спостережень біля пунктів запроектованих водосховищ (крім Орші), характер припливу до них можна було б приблизно встановити лише теоретичним шляхом, не досить надійним. Для спрощення зробимо припущення, що сумарний весняний приплив до кожного з вищевказаних водосховищ пропорціональний тій площині басейну, яка відповідає кожному з водосховищ.

Тоді сумарний приплив до намічених водосховищ за період весняної поводі можна визначити, користуючись наявними даними: по Орші — для верхніх трьох водосховищ: Дорогобузького, Смоленського та Оршинського; по Речиці — для Березинського (гирло р. Гайни); по Гомелю — для Сожського (гирло р. Віхри), та по Чернігову — для групи десенських водосховищ. Загальний сумарний приплив до окремих водосховищ наводимо в табл. 6.

Таблиця 6

№	Пункт	Площа басейну в км ²	Перехідний коефіцієнт	Сумарний приплив за період весняної поводі в млн. м ³				
				1931	1917	1908	1915	1916
1	Орша . . .	17 394	1,00	3 750	3 930	4 830	3 425	2 990
2	Смоленськ . .	14 700	0,85	3 187	3 340	4 105	2 911	2 542
3	Дорогобуж . .	6 800	0,40	1 500	1 572	1 932	1 370	1 196
4	Речиця . . .	55 149	1,00	10 400	5 000	5 800	5 000	6 500
5	Гирло р. Гайни	729	0,015	156	75	87	75	98
6	Гомель . . .	37 540	1,00	5 950	5 500	5 500	4 200	4 100
7	Гирло р. Віхри	5 170	0,14	830	770	770	590	575
8	Чернігів . .	79 373	1,00	10 650	9 500	9 000	6 800	4 400
9	Трубчевськ . .	18 845	0,23	2 450	2 175	2 070	1 560	1 010
10	Брянськ . . .	12 224	0,15	1 600	1 420	1 350	1 020	660
11	Воронеж . . .	3 930	0,05	530	475	475	340	220
13	Пісочне . . .	1 500	0,02	213	190	180	136	88
13	Льгов . . .	9 640	0,12	1 280	1 140	1 080	820	530

Якщо припустити, що всі водосховища до моменту початку паводка будуть спорожнені до мертвого шару і наповнюватимуться послідовно зверху вниз, то об'єми, які можна зарегулювати кожним водосховищем за період поводі, будуть такі:

Таблиця 7

Водосховища	Об'єми в млн. м ³				
	1931	1917	1908	1915	1916
Дорогобузьке	1 430	1 430	1 430	1 370	1 196
Смоленське	1 757	1 910	2 675	1 541	1 346
Оршинське	563	590	725	514	448
Березинське	156	75	87	75	98
Сожське	830	770	770	590	575
Вороне	530	475	450	340	220
Брянське	1 070	475	900	680	440
Пісочне	213	190	180	136	88
Трубчевське	637	565	540	414	262
Льговське	1 280	1 140	1 080	820	530

Порівнюючи дані табл. 7 і табл. 5, бачимо що при такому розміщенні водосховищ тільки Дорогобузьке водосховище зможе працювати повним своїм регуляційним об'ємом, решта ж водосховищ наповнитимуться частково в наслідок недостатнього припливу.

Маючи на увазі спільну роботу системи першочергових водосховищ, розглянемо формування максимальної щодо висоти поводі, яка була в 1931 р. і підрахуємо відповідні зниження максимумів коло головних пунктів р. Дніпра.

Група верхньо-дніпровських водосховищ — Дорогобузьке, Смоленське та Оршинське, — затримує весь стік за період поводі вище Орші (див. табл. 6 і 7). Тому, сумістивши графік припливу по Орші за 1931 р. з графіком Речиці за строком добігання повідневої хвилі, прийнявши останній рівним шести добам, враховуючи рівномірний попуск з Оршинського водосховища для цілей судноплавства в кількості 88,5 м³/сек і віднімаючи відповідні зарегульовані ординати Орші від Речиці, одержимо трансформований графік припливу по Речиці (див. рис. 3). Одержану таким способом незначну величину зниження максимуму по Речиці всього на 500 м³/сек можна пояснити запізненням проходження максимуму Орші по відношенню до Речиці, що було в 1931 р.

Щодо березинського водосховища, то останнє на формування максимуму біля Речиці значною мірою вплинути не може, тому що воно регулює стік з досить незначної площею басейну (729 км²) і, крім того, як установлено за рівнями коло м. Бобруйська, максимум на р. Березині 1931 р. сформувався також з запізненням по відношенню до Речиці.

Вплив Сожського водосховища на формування поводі біля Гомеля, а також групи водосховищ на р. Десні на повідь біля Чернігова, встановлено при допомозі теоретично збудованих гідрографів для р. Сожа біля гирла р. Віхри, Трубчевська на р. Десні та Льгова на р. Сеймі. Гідрографи побудовано за таким принципом: максимальні витрати визначені за залежністю, побудованою проф. А. В. Огієвським для максимальних модулів для системи р. Дніпра¹); дати початку піднесень, проходу максимумів і кінців спадів установлено за даними спостережень за

¹ Проф. А. В. Огієвський, Формування максимумів р. Дніпра, 1933 (рукопис).

рівнями відповідно по Трубчевську, Пропойську для гирла р. Віхри, Мутино на р. Сейм для Льгова.

Змішуючи теоретичні гідрографи на строки добігання відповідно до Гомеля і Чернігова для 1931 р. і маючи на увазі, що Сожське водосховище затримує весь весняний стік (див. табл. 6 і 7) за розрахунковий період, віднімаючи зарегульовані ординати одні відповідних ординат Гомеля й одержуємо трансформований графік припливу біля Гомеля.

Таким же способом, але враховуючи постійний попуск з Трубчевського водосховища розміром $102 \text{ м}^3/\text{сек}$ ¹⁾, віднімамо суму зарегульованих ординат Трубчевська плюс Льгова з ординат гідрографа по Чернігову й одержуємо трансформацію хвилі поводі біля Чернігова.

Трансформацію хвилі поводі та зниження максимуму біля Києва одержимо графічно із суміщених за строками добігання гідрографів, віднімайши суму зарегульованих ординат по Чернігову, Гомелю та Речиці від відповідних ординат на гідрографі по Києву. Для інших пунктів відповідні зниження максимумів визначасмо за кривими зв'язку відповідних рівнів. Одержані результати впливу водосховищ першої черги на таку повідь, яка була в 1931 р. зводимо в табл. 8.

Таблиця 8

Пункт	У природному стані		При регулюванні		Зниження витрат $Q - q$ $\text{м}^3/\text{сек}$	Зниження рівнів $H - h$ с.м
	Q_{\max} $\text{м}^3/\text{сек}$	H_{\max} с.м	q_{\max} $\text{м}^3/\text{сек}$	h_{\max} с.м		
Могилів	—	745	—	81	—	664
Речиця	7 700	566	7 450	—	250	—
Гомель	5 880	685	4 880	632	1 000	53
Чернігів	7 910	788	4 000	652	3 910	136
Київ	23 000	640	18 600	587	4 400	53
Черкаси	—	525	—	512	—	13
Кременчук	—	701	—	666	—	35
В.-Дніпровськ	—	788	—	745	—	43
Л. Кам'янка	—	678	—	630	—	48

Як видно з табл. 8 водосховища першої черги при взятому їх розміщенні цілком усувають поводі біля Могилева та значно знижують біля Чернігова. Регулюючий вплив їх на нижче розміщені пункти зовсім незначний. Виконані підрахунки також показують, як значно зменшується регулюючий вплив водосховищ вниз по течії ріки.

У табл. 9 подаємо вплив окремих водосховищ та груп водосховищ на формування біля Києва поводі, яка була в 1931 р.

¹⁾ Дані про попуски взято із схеми Великого Дніпра Укрдіпроводу.

Таблиця 9

Водосховища	Регуляційний об'єм водосховищ у млн. м ³	Ефективний об'єм водосховищ в млн. м ³	% використанн. водосховищ	Зниж. витрат біля Києва в м ³ /сек	% ефективн. окремих водосховищ
Дорогобузьке	1 430	1 430	100		
Смоленське	4 700	1 757	37	500	11
Оршинське	1 000	234	23		
Березинське	500	156	31	0	0
Сожське	840	830	99	1 000	21
Брянське	1 450	1 070	74		
Пісочне	350	213	61		
Трубчевське	1 950	282	14	3 200	68
Льговське	1 330	1 280	96		
Вороне	850	830	97		
Разом	14 400	7 782	—	4700	100%

У цій таблиці ефективні об'єми водосховищ взято як фактичні регуляційні об'єми, які одержуємо, враховуючи сумарний приплив за період поводі 1931 р. до відповідних пунктів та рівномірні попуски із Оршинського та Трубчевського водосховищ в розмірі відповідно 88,5 м³/сек та 102,5 м³/сек. Процент використання окремих водосховищ визначено з порівнення одержаних відповідних ефективних об'ємів з регуляційними об'ємами, запроектованими Укрдіпроводом¹⁾.

Зниження максимальної витрати біля Києва за рахунок окремих водосховищ та груп водосховищ визначено графічно (див. рис. 3). Проценти ефективності окремих водосховищ та їх груп визначено з відношення величин зниження максимальної витрати біля Києва відповідним водосховищем (або групою їх) до загального зниження біля Києва.

Табл. 9 показує, що регулюючий вплив групи водосховищ, розміщених у верхів'ях р. Дніпра вище Речиці, на формування максимальної витрати біля Києва зовсім незначний. Це можна пояснити тим, що формування весняної поводі у верхів'ях р. Дніпра та Березини в 1931 р. відбулося з деяким запізненням проти низових пунктів та інших великих приток р. Дніпра. Найбільший регулюючий вплив дав група десенських водосховищ (процент ефективності їх дорівнює 68).

Але взагалі всі водосховища першої черги, як це видно з виконаних підрахунків, на зниження максимумів біля головних пунктів р. Дніпра значною мірою не вплинуть. Такий незначний регулюючий вплив водосховищ, запроектованих Укрдіпроводом, як першочергові, можна пояснити невдалим розміщенням цих водосховищ з погляду роботи їх як повідневих. Ефект був би значно більший, коли б ці водосховища були розміщені нижче, себто коли була б можливість регулювання весняного стоку з більших площ басейнів.

Щоб з'ясувати, яку велику вагу має розміщення водосховищ на формування максимумів у низових пунктах, нижче подаємо підрахунки по зниженню максимумів для п'яти характерних поводей, що були в 1931, 1917, 1908, 1915 та 1916 рр., в припущення іншого розміщення водосховищ.

Щоб порівняти одержаний від цього ефект з попереднім варіантом розміщення водосховищ (схема Укрдіпроводу) візьмімо ті ж самі ефективні

¹⁾ Схема Великого Дніпра.

регуляційні об'єми водосховищ, але припустімо, що вони будуть розміщені значно нижче. Прийнявши, що відповідні групи водосховищ будуть розміщені досить близько біля пунктів Речиці, Гомеля та Чернігова, будемо мати можливість регулювати стік із значно більших басейнів. Тоді, припустивши, що наростання скидних витрат відповідно біля Речиці, Гомеля та Чернігова відбуватиметься прямолінійно, одержимо для цих пунктів трансформовані графіки припливу, за якими таким же способом, як і в попередньому варіанті, одержимо відповідні величини зниження максимумів для низових пунктів; графічні побудування до цих підрахунків наведено на рис. 3—7. Графіки скидних витрат біля пунктів Речиця, Гомель та Чернігів побудовано шляхом підбору так, щоб площа між прямою скидних витрат та графіком припливу дорівнювала відповідному ефективному регуляційному об'єму. Одержані результати зниження максимумів для головних пунктів р. Дніпра для п'яти розрахункових поводів наводимо в табл. 10.

Таблиця 10

Пункт	У природному стані		При регулюванні		Zнижен.	Zнижен.	Примітка
	Q_{\max}	H_{\max} в см над "0" гра- фіка	q_{\max}	h_{\max} в см над "0" графіка	витрат $Q_m - q_m$	рівнів $H_m - h_m$	
	м ³ /сек		м ³ /сек	м ³ /сек	м ³ /сек	в см	
Для поводі 1931 р.							
Могилів	—	745	—	81	—	664	
Речиця	7 700	566	4 200	505	3 500	61	
Гомель	5 880	685	4 750	626	5 130	59	
Чернігів	7 910	783	5 500	702	2 410	81	
Київ	22 300	640	13 300	505	9 000	135	
Черкаси	—	525	—	450	—	75	
Кременчук	—	701	—	588	—	113	
В.-Дніпровськ	—	788	—	662	—	126	
Л. Кам'янка	23 511	673	—	528	—	150	
Кічкас	—	—	—	680	—	—	
Для поводі 1917 р.							
Могилів	—	689	—	81	—	608	
Речиця	4 644	508	2 200	450	2 444	58	
Гомель	5 128	646	4 400	608	728	38	
Чернігів	8 030	785	4 600	674	3 430	111	
Київ	17 500	572	9 650	437	7 850	135	
Черкаси	—	503	—	370	—	133	
Кременчук	—	650	—	490	—	160	
В.-Дніпровськ	—	—	—	550	—	—	
Л. Кам'янка	—	614	—	378	—	236	
Кічкас	—	—	—	570	—	—	

Підпір від
Запорізької
ДЕС не взя-
то на увагу

Продовження табл. 10

Пункт	У природному стані		При регулюванні		Zнижен.	Zнижен.	Примітка
	Q_{\max}	H_{\max}	q_{\max}	h_{\max} в см	витрат	рівнів	
	м³/сек	в см над 0° гра фіка	м³/сек	над 0° графіка	м³/сек	м³/сек	
Для поводі 1908 р.							
Могилів	—	721	—	81	—	640	
Речиця	3 825	54	2 000	441	1 825	495	
Гомель	5 018	640	4 250	600	768	40	
Чернігів	6 830	747	4 000	652	2 830	95	
Київ	13 390	506	8 000	395	5 390	111	
Черкаси	—	450	—	340	—	110	
Кременчук	—	597	—	452	—	145	
В.-Дніпровськ	—	—	—	510	—	—	
Л. Кам'янка	—	527	—	328	—	199	
Кічкас	—	—	—	530	—	—	
Для поводі 1915 р.							
Могилів	—	661	—	81	—	580	
Речиця	4 184	504	1 500	417	2 674	87	
Гомель	4 834	629	4 250	600	584	29	
Чернігів	4 986	687	2 750	606	2 236	81	
Київ	11 485	474	5 900	323	5 585	151	
Черкаси	—	424	—	277	—	147	
Кременчук	—	546	—	372	—	174	
В.-Дніпровськ	—	—	—	410	—	—	
Л. Кам'янка	—	448	—	235	—	213	
Кічкас	—	—	—	430	—	—	
Для поводі 1916 р.							
Могилів	—	667	—	81	—	586	
Речиця	4 607	514	2 650	465	1 957	49	
Гомель	3 711	572	3 150	544	561	28	
Чернігів	3 136	623	2 300	584	836	39	
Київ	9 462	433	6 000	327	3 462	106	
Черкаси	—	375	—	282	—	93	
Кременчук	—	492	—	379	—	113	
В.-Дніпровськ	—	—	—	420	—	—	
Л. Кам'янка	—	388	—	240	—	148	
Кічкас	—	—	—	434	—	—	

Виконані обчислення, як видно з табл. 10 показують, що при прийнятому розміщенні водосховищ їх регулюючий вплив на зниження максимумів у низових пунктів значно більший, ніж за вищерозглянутою схемою Укрдіпроводу (перший варіант). Якщо взяти на увагу, що при такому розміщенні водосховищ можна було б використати значно більші регуляційні об'єми, ніж прийняті нами, то можна було б одержати ще більші величини зниження максимумів і цілком запобігти катастрофічним поводям для головних пунктів Дніпра.

ЛІТЕРАТУРА

1. М. В. Потапов, Регулирование стока, Москва, 1933.
2. М. В. Потапов, К вопросу о расчете водосбросных сооружений при плотинах, «Вестник ирригации», 1926, № 9.
3. М. В. Потапов, Графический расчет водохранилища при зависимости расхода от наполнения, «Труды Института гидротехники и мелиорации», т. VIII, 1925.
4. Акад. Е. В. Оппоков, О рациональных мерах борьбы с наводнениями в бассейне р. Днепра и об использовании его высоких весенних вод в интересах с.-х., «Вісті НДІВГУ», т. IV, ч. 2, 1929—1930, Київ, 1931.
5. Проф. В. Н. Кандыба, Регулирование рек, Ленинград, 1927.
6. Грюневальд, Экономический расчет гидравлических силовых установок (пер. с нем.), М., 1929.
7. Инж. Королев, Метод регулирования стока при учете вредных потерь, «Материалы по гидролог., гидрограф. и водн. силам СССР», вып. XII, М.-Л., 1932.
8. Д. И. Кочерин, Вопросы инженерной гидрологии, Москва, 1932.
9. Г. Д. Смарагдов, Речной сток, его регулирование для лесооплава, Москва, 1933.
10. Проф. В. И. Дейч, Загальна гідротехніка, Харків, 1930.
11. Проф. Н. В. Терпугов, Мероприятия по борьбе с наводнениями (Доклад на заседании водного комитета), 1929.
12. Проф. А. В. Огневский, Режим стока верхнего и среднего Днепра, Киев, 1932.
13. Проф. Я. Т. Ненько, Работа водоймищ, «Вісті НДІВГУ», т. V, ч. 1, 1930.
14. Докт. инж. Шоклитш, Графическая гидравлика, Москва, 1927.

Инж. М. В. Мялковский

О возможности зарегулирования весеннего стока р. Днепра водохранилищами

Резюме

В настоящей работе рассмотрен вопрос о возможности зарегулирования весеннего стока р. Днепра водохранилищами с целью предотвращения катастрофических наводнений. Для исследования возможности зарегулирования весеннего стока р. Днепра принято пять весенних половодий, характерных по высоте и вероятности их наступления, наблюдавшихся в 1931, 1917, 1908, 1915 и 1916 годах.

В результате выполненных автором исследований установлено, что для зарегулирования до безопасных размеров такого весеннего половодья (исторически наивысшего), которое имело место в 1931 г. на р. Днепре у Киева, необходимо задержать в водохранилищах системы р. Днепра выше Киева около 11,5 млрд. m^3 весенней воды, что составляет почти четвертую часть суммарного весеннего стока р. Днепра выше Киева для 1931 г., как это видно из рис. 2 и табл. 1. Эта величина суммарного регуляционного объема, необходимая для зарегулирования самого высокого наблюдавшегося половодья, т. е. 11,5 млрд. m^3 , оказывается меньше суммарного регуляционного объема группы водохранилищ, запроектированных Укргипрородом на Верхнем Днепре выше Киева как первооче-

редных в связи с проблемой Большого Днепра; этот последний объем составляет, как это видно из табл. 5, 14,5 млрд. m^3 .

Путем детальных подсчетов, имевших целью установить влияние водохранилищ на формирование и снижение весенних максимумов на р. Днепре, показано, какое огромное влияние имеет расположение водохранилищ по длине реки.

В частности, выяснено, что регулирующее влияние водохранилищ, запроектированных Укргипроводом как первоочередных (схематическое расположение их приведено на рис. 8), на максимумы весеннего половодья в среднем и нижнем течении р. Днепра совсем незначительно; так, например, влияние этих водохранилищ на формирование половодья, имевшего место в 1931 г., сказывается снижением наивысшего горизонта у Киева всего на 0,53 м (см. рис. 3). Такое незначительное влияние первоочередных водохранилищ на снижение весенних максимумов на р. Днепре объясняется неудачным расположением этих водохранилищ с точки зрения их работы, как паводочных водохранилищ, т. е. в результате того, что эти водохранилища расположены таким образом, что они могут регулировать весенний сток со сравнительно незначительных площадей бассейнов и поэтому не могут даже использовать полностью запроектированных регуляционных объемов. Значительно больший эффект был бы для снижения весенних максимумов в среднем и нижнем течении р. Днепра, если бы эти водохранилища, даже с теми же эффективными регуляционными объемами, расположить ниже по течению. Выполненные подсчеты снижения максимумов при ином расположении водохранилищ, но с теми же эффективными регуляционными объемами, целиком это подтверждают; результаты указанных подсчетов представлены на рис. 3—7 и в табл. 10.

Выполненное исследование и детальные подсчеты приводят автора к заключению, что зарегулирование весенного стока р. Днепра водохранилищами с целью борьбы с наводнениями с гидрологической и технической точек зрения вполне возможно, и поэтому при дальнейшей разработке проблемы Большого Днепра этот вопрос ни в коем случае не должен быть обойден.

Киев
1. IV 1935

Dipl.-Ing. M. W. Mialkowsky

Über die Möglichkeit der Regulierung des frühjährlichen Wasserabflusses des Dnieprstromes mittels Talsperren

Zusammenfassung

In vorliegender Arbeit wird die Frage über die Möglichkeit der Regulierung des Frühjahrsabflusses des Dniepr mittels Talsperren, zwecks Vorbeugung katastrophischer Überschwemmungen, behandelt. Für die Erforschung vorerwähnter Frage wurden fünf Frühlingshochwässer gewählt, die in den Jahren 1931, 1917, 1908, 1915 und 1916 zur Beobachtung gelangten, und die charakteristisch waren im Sinne ihrer Höhe und ihres wahrscheinlichen Auftretens.

Als Endresultat der vom Verf. angestellten Untersuchungen hat sich ergeben, dass für die Regulierung des im Jahre 1931 im Dniepr, nächst Kiew, stattgehabten (historisch höchsten) Frühjahrshochwassers bis zu dessen Unschädlichkeit, gegen 11,5 Milliarden m^3 Frühjahrswasser in Wasserreservoirs innerhalb des Stromgebiets des Dniepr oberhalb Kiews aufzuhalten

gewesen wären, d. i. ein Betrag, der nahezu dem vierten Teil des gesamten Frühlingsabflusses des Dniepr oberhalb Kiews im Jahre 1931 gleichkommt, wie dies aus Fig. 2 und Tabelle I ersichtlich ist. Die Grösse des für den Rückhalt des höchstbeobachteten Hochwassers benötigten Summationsvolumens, nämlich, wie schon erwähnt, von 11,5 Milliarden m^3 , steht immerhin nach dem Gesamtrauminhalt zu 14,5 Milliarden m^3 (cf. Tab. 5) einer Gruppe von Wasserbehältern für Regulierungszwecke, die vom UkrGiprovod (Ukrainisches Staatsinstitut für das Projektieren von Wasseranlagen), im Zusammenhang mit dem Problem des Gross-Dniepr, am Oberdniepr oberhalb Kiews, projektiert worden und in erster Linie auszuführen ist.

Mit Hilfe eingehender Berechnungen, die darauf hinzielten, den Einfluss der Talsperren auf Formierung und Absinken des frühjährlichen Höchstwassers im Dniepr festzulegen, wurde die enorme Bedeutung der Situation der Talsperren längs dem Fluss aufgezeigt.

Insbesondere ist klargelegt worden, dass die regulierende Wirkung der vom UkrGiprovod in erster Linie projektierten Talsperren (schematisch wird deren Anordnung in Fig. 8 gezeigt) auf die frühjährige Höchstwässer im Mittel- und im Unterlauf des Dniepr durchaus unbedeutend ist. So sollte sich, beispielsweise, der Einfluss besagter Talsperren auf die Formierung des Hochwassers von 1931 bloss in einem Absinken des höchsten Wasserstandes bei Kiew im Betrage von 0,93 m^3 auswirken (s. Fig. 3). Ein so geringer Einfluss der in erster Linie zu errichtenden Talsperren auf das Absinken der Frühlingshöchststände des Dniepr lässt sich durch die für ihre Leistungsfähigkeit missliche Lage dieser Talsperren, als Hochwasserreservoirs, erklären. Sie sind nämlich in der Weise gelegen, dass sie den Frühjahrsabfluss nur von verhältnismässig unbeträchtlichen Flächen der Flussgebiete rückhalten können, weshalb die projektierten Regulationsvolumina nicht vollauf ausgenützt werden. Erheblich grösser wäre der Wirkungseffekt hinsichtlich einer Erniedrigung der Frühlingshöchstwässer im Dniepermittel- und Unterlauf, falls man diese Talsperren, selbst bei gleichen für den Rückhalt wirksamen Rauminhalten derselben, stromabwärts anordnete. Vollauf wird dies erhärtet durch die vorgenommenen Berechnungen des Absinkens der Höchststände bei einer anderen Anordnung der Lage der Talsperren und gleich effektiven Volumina für den Rückhalt. Die Ergebnisse dieser Berechnungen sind in Tab. 10 enthalten.

Die ausgeführten Untersuchungen, sowie detaillierte Berechnungen, lassen Verf. zur Schlussfolgerung gelangen, dass eine Regulierung des frühjährlichen Wasserabflusses des Dniepr unter Zuhilfenahme von Wasserreservoirs, zwecks Bekämpfung der Überschwemmungen, vom hydrologischen und technischen Standpunkte aus betrachtet, durchaus möglich ist. Aus diesem Grunde sollte bei weiterer Ausarbeitung des Gross-Dniepr-Problems diese Frage durchaus nicht ausser Acht gelassen werden.

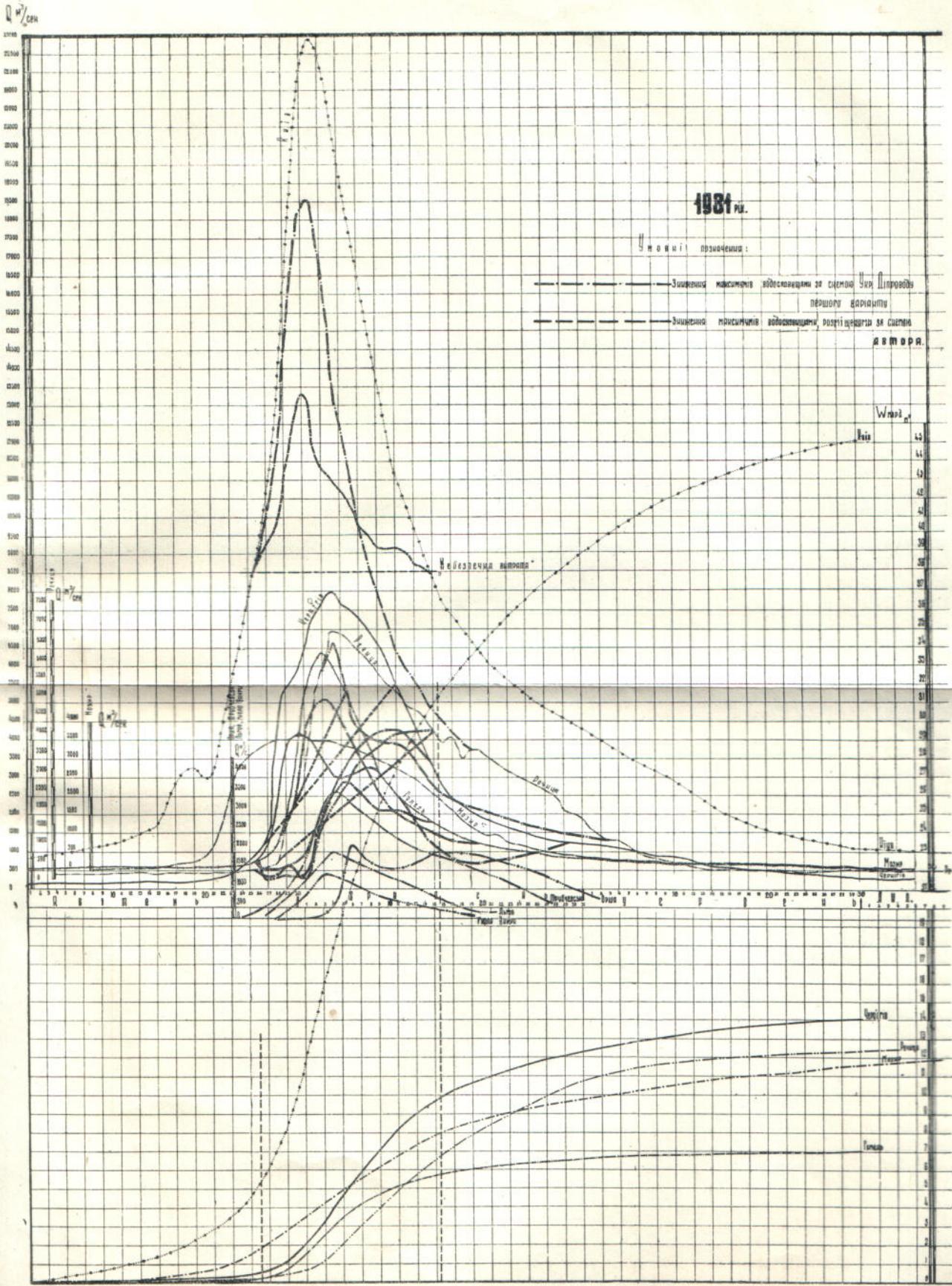


Рис. 3. Графічний розрахунок зниження максимумів на р. Дніпрі в-ми, розташованими за схемою укргідепу (кол. укргіпроводу) та автора для поводі 1931 року.

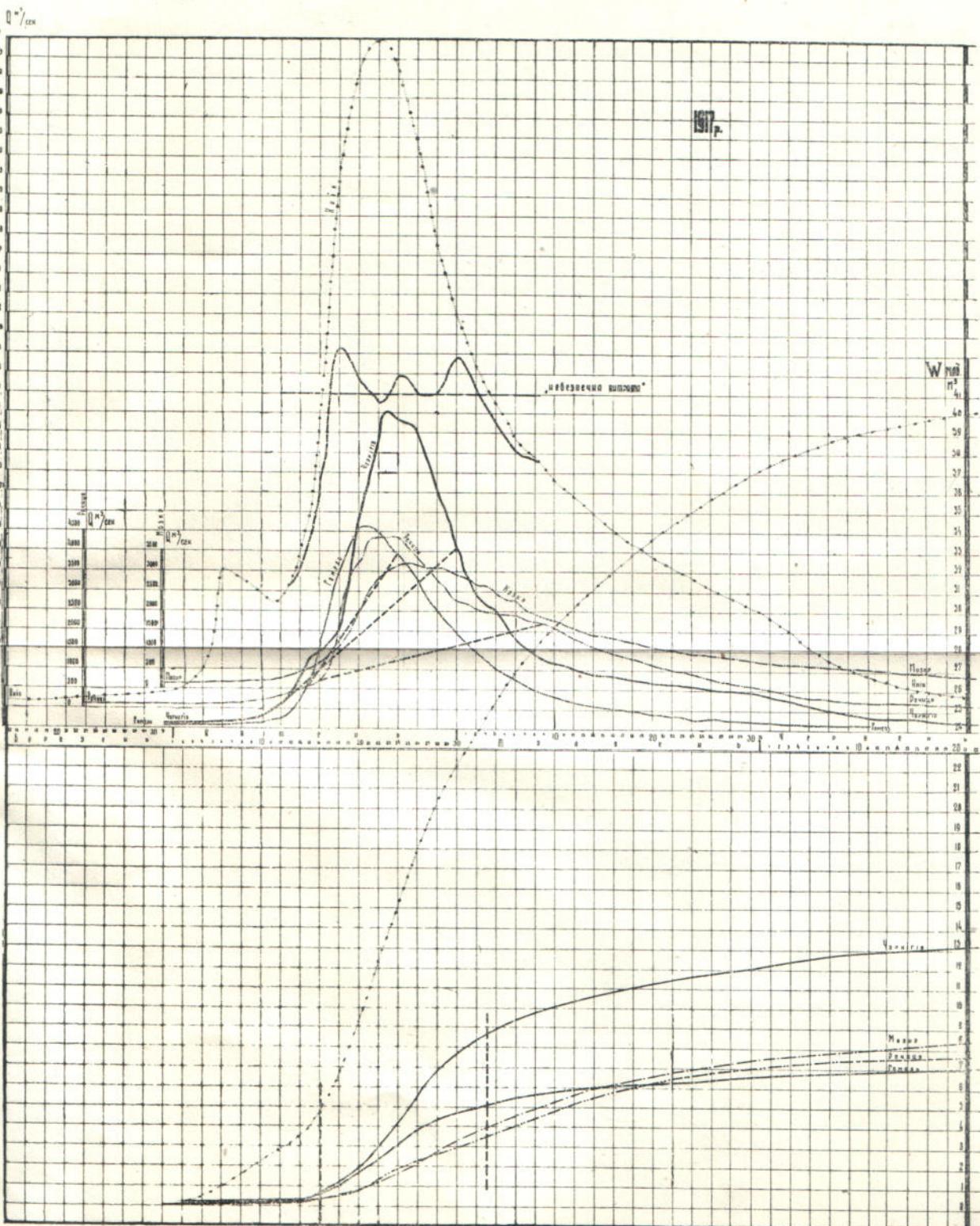


Рис. 4 Графічний розрахунок зниження максимумів на р. Дніпрі в-ми, розташованими за схемою автора для поводі 1917 року.

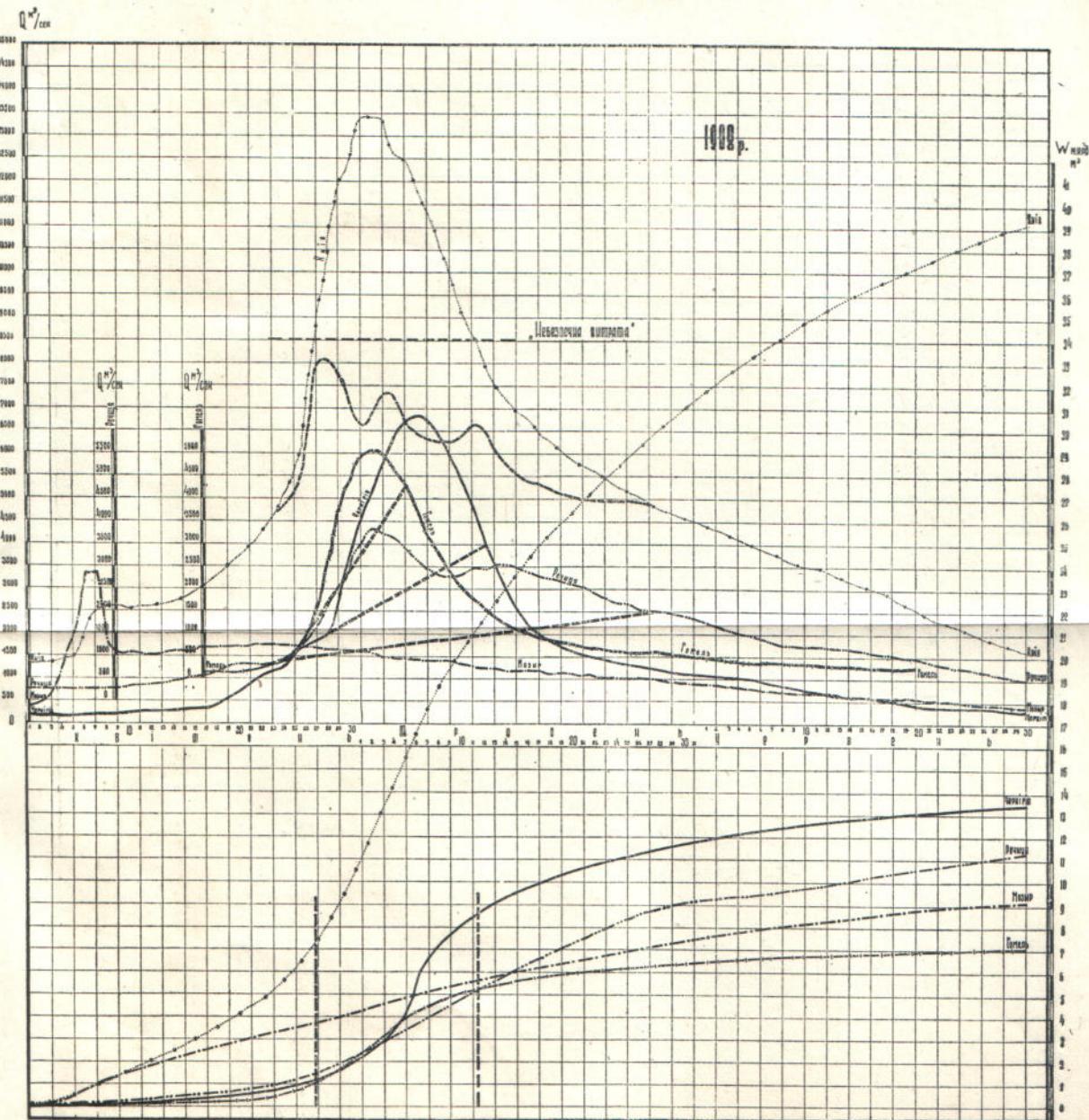


Рис. 5. Графічний розрахунок зниження максимумів на р. Дніпрі в-ми, розташованими за схемою автора для поводі 1908 року.

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

100

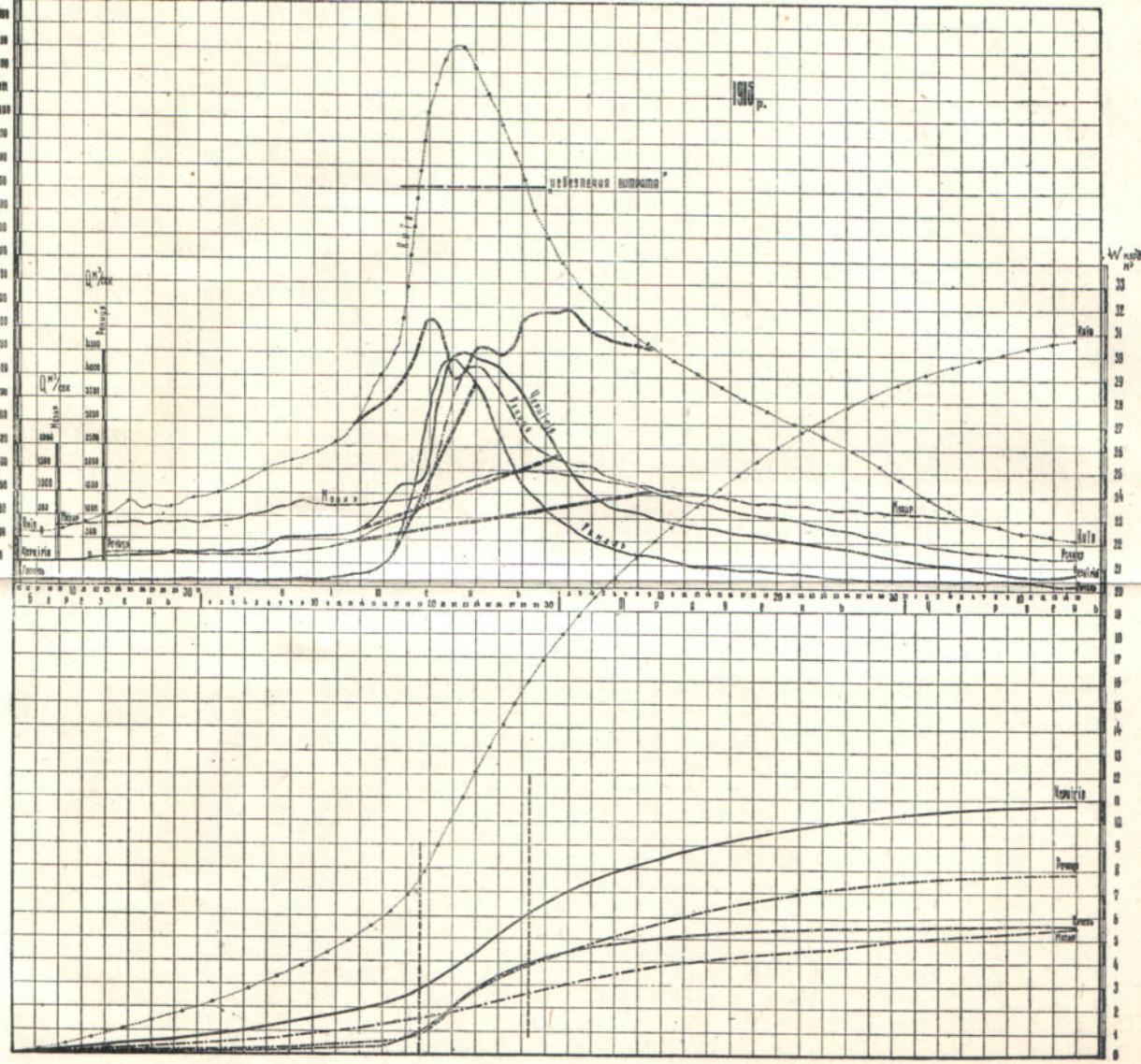


Рис. 6. Графічний розрахунок зниження максимумів на р. Дніпрі водосховищами розташованими за схемою автора для поводі 1915 року.

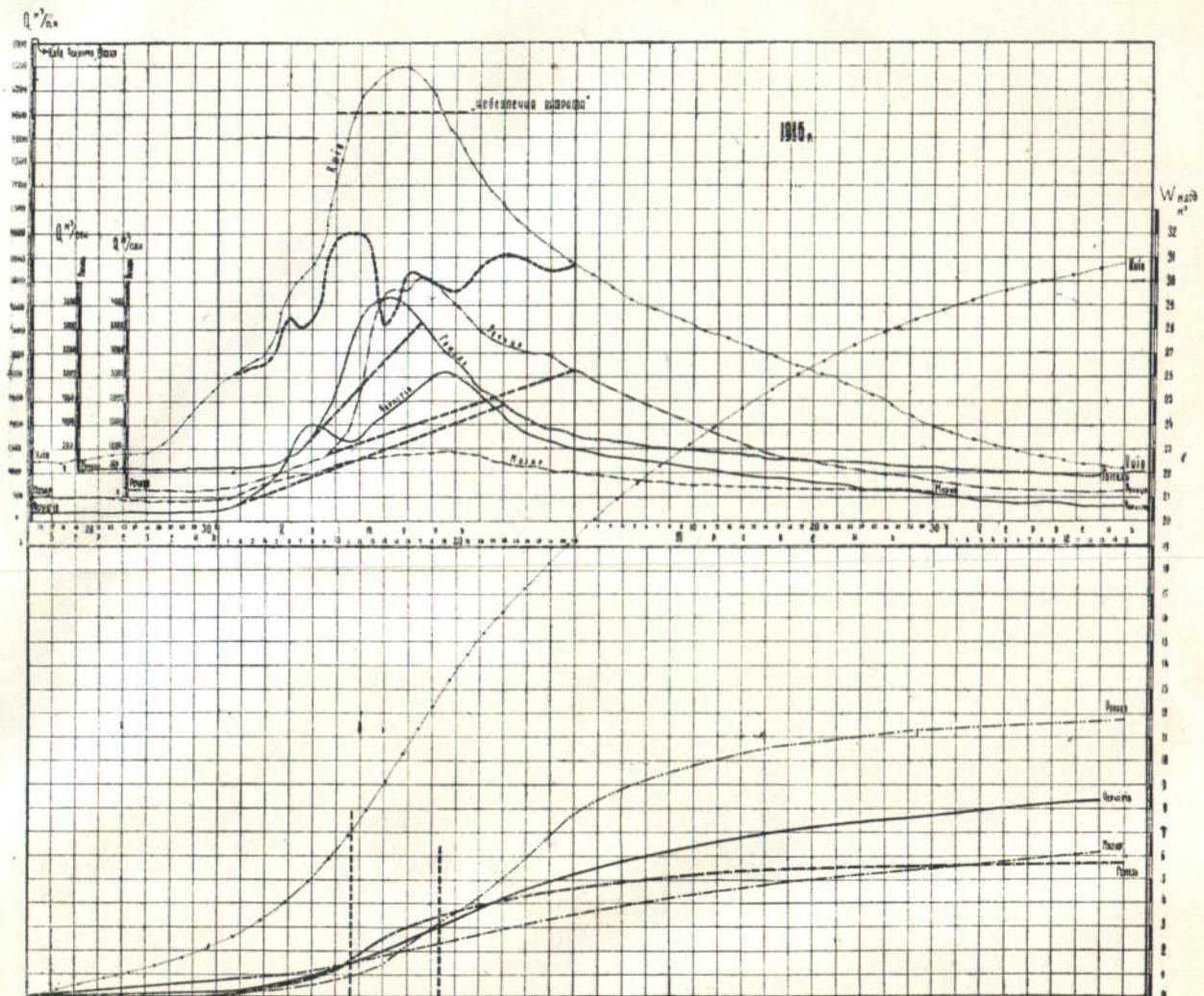


Рис. 7. Графічний розрахунок зниження максимумів на р. Дніпрі водосховищами, розташованими за схемою автора для поводі 1916 року.

Інж. М. В. Мялковський

До питання про застосування в гідрології кривої розподілу Шарльє

§ 1. Застосування в гідрології кривих розподілу

За останні роки в практиці гідрологічних досліджень для встановлення ймовірних відхилень річного та максимального стоку від норми досить широко почали застосовувати статистичні криві розподілу.

Вперше в гідрологічних дослідженнях криві розподілу застосували американські інженери Хазен [17¹) та Фостер [16¹). У Радянському Союзі ці криві особливо широко застосовуються в гідрологічній практиці з часу появилення праці Д. Л. Соколовського „Применение кривых распределения к установлению вероятных колебаний годового стока рек Европейской части СССР“ (Москва, 1930).

В математичній статистиці та в різних галузях прикладних наук застосовують той або інший тип кривої розподілу (яких існує чимала кількість), залежно від характеру і природи досліджуваних явищ. Для дослідження річкового стоку Фостер прийняв III тип кривої Пірсона. Цього ж типу кривої розподілу застосовують у практиці водногосподарських розрахунків і в нас. Не зупиняючись на викладі цього типу кривої розподілу та порядку її практичного застосування, про що досить докладно сказано в працях Д. Л. Соколовського і Крицького та Менкеля [6], відзначмо, що застосування III типу кривої Пірсона в гідрологічних дослідженнях викликає деякі запереченні. Взагалі Пірсонові криві розподілу, про що слушно зазначає бригада авторів з Комакадемії під керівництвом Хотимського в праці „Статистика“ [7], в суто формальними і з методологічного боку навіть шкідливими. Зокрема III тип кривої Пірсона, що характеризується додатною асиметрією, нижньою межею якої є подвоєне значення коефіцієнта варіації, себто $C_s \geq 2C_v$, де C_s — коефіцієнт асиметрії, а C_v — коефіцієнт варіації, не охоплює всіх випадків розподілу, що можуть бути в сукупностях гідрологічних характеристик.

Безпосередні обчислення коефіцієнта асиметрії C_s для рік, по яких є багаторічні гідрометричні спостереження над стоком, показують, що в багатьох випадках коефіцієнти C_s бувають менші за нижню теоритичну межу для III типу кривої Пірсона, себто $C_s < 2C_v$. Обчислення коефіцієнтів асиметрії для розподілу річних модульних коефіцієнтів, виконані автором для п'ятнадцяти рік СССР з багаторічними спостереженнями над стоком показали, що майже в усіх випадках $C_s < 2C_v$. При чому для р. Дніпра біля Лоцманської Кам'янки (період спостережень — 53 роки) та для р. Прип'яті біля Мозиря (період спостережень — 53 роки) $C_s = 0$, а для р. Дніпра біля Києва (період спостережень — 54 роки) одержано від'ємну асиметрію, себто $C_s = -0,14$.

¹) Див. список літератури наприкінці статті.

Це говорить про те, що розподіл річного стоку далеко не завжди вкладається в III тип кривої Пірсона, а тому застосовувати її у всіх випадках, як це рекомендують у своїх роботах Д. Л. Соколовський і Крицький та Менкель, виправдуючи це застосування лише простотою даного типу кривої нам здається не зовсім доцільно і з методологічного погляду невірно. Питання вибору відповідного типу кривої розподілу для дослідження гідрологічних характеристик не можна вважати на даному етапі розробки цього питання скількибудь задовільно розв'язаним.

Маючи на увазі вищезгадане, автор в порядку постановки ставить питання про заміну кривої розподілу Пірсона III типу кривою розподілу більш відповідного типу.

Вихідна думка щодо цього та, щоб для кожного конкретного розподілу гідрологічних характеристик підібрати таку криву розподілу, яка відповідала б даному фактичному матеріалові. З цього погляду найбільш придатним типом кривої розподілу для дослідження гідрологічних явищ, на наш погляд, буде крива розподілу, розроблена представником скандінавської школи математиків Charlier. Ця крива розподілу відрізняється, без сумніву, значно більшою гнучкістю і не має ознак догмативності, що є характерним моментом для теорії Пірсона. Як відомо, крива розподілу Шарльє з успіхом застосовується в лісовій справі, в зв'язку та в інших галузях прикладних наук, і має значну перевагу проти інших типів кривих розподілу, як придатна для будьякого розподілу, що не дуже відхиляється від нормального.

§ 2. Вивід рівняння функції розподілу Шарльє

Нижче ми подаємо вивід рівняння розподілу Шарльє, запозичений у проф. С. Н. Бернштейна [9] та у проф. В. В. Голубєва [8] з деякими змінами та спрощеннями, внесеними автором.

Нехай рівняння якогось розподілу буде $f(x)$, рівняння нормального розподілу буде

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \quad (1)$$

де

e — основа натуральних логарифмів,
 x — нормована величина ознаки.

Якщо даний розподіл $f(x)$ буде нормальний або досить близький до нормального, то:

$$\frac{f(x)}{\varphi(x)} = 1;$$

в загальному ж випадку можна написати:

$$\frac{f(x)}{\varphi(x)} = F(x) \quad (2)$$

Цю функцію $F(x)$ звуть пертурбаційною функцією. Якщо її знайдено, то:

$$f(x) = F(x) \cdot \varphi(x) = \frac{F(x)}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \quad (3)$$

$F(x)$ наближено можна добрести у вигляді полінома

$$P(x) = A_0 + A_1 x + A_2 x^2 + \dots + A_m x^m \quad (4)$$

Тоді наближено можна написати

$$f_1(x) = \frac{P(x)}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \quad (5)$$

Відхилення наближеної функції розподілу $f_1(x)$ від фактичного розподілу найкраще можна схарактеризувати коефіцієнтом дисперсії, або точності, що має вираз:

$$H = \frac{1}{q-1} \cdot \frac{(Y_1 - Y)^2}{Y}, \quad (6)$$

де

q — число інтервалів, на яке розбито даний ряд;

Y_1 — наявний фактичний розподіл — $f(x)$;

Y — теоретична функція того ж розподілу — $f_1(x)$

Отже коефіцієнт точності H можна записати:

$$H = \frac{n}{q-1} \sum \frac{\left\{ \int_{x_i}^{x_{i+1}} [f(x) - f_1(x)] dx \right\}^2}{\int_{x_i}^{x_{i+1}} f_1(x) dx} \quad (7)$$

Вважаючи, що інтервали (x_i, x_{i+1}) досить малі, можна кожен член останньої суми замінити на:

$$\frac{\left\{ \int_{x_i}^{x_{i+1}} [f(x) - f_1(x)] dx \right\}^2}{\int_{x_i}^{x_{i+1}} f_1(x) dx} = \frac{[f(x) - f_1(x)]^2 (x_{i+1} - x_i)}{f_1(x) (x_{i+1} - x_i)} = \frac{[f(x) - f_1(x)]^2 (x_{i+1} - x_i)}{f_1(x)} \quad (8)$$

Тоді

$$H = \frac{n}{q-1} \sum \frac{[f(x) - f_1(x)]^2 (x_{i+1} - x_i)}{f_1(x)} \quad (9)$$

Вважши число інтервалів, рівне числу значень змінної, себто $q=n$, при значному n , можна вважати дріб $\frac{n}{q-1}$ наближено за рівну одиниці. Крім того, замінюючи суму інтегралом, можна написати H у вигляді:

$$H = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{[f(x) - f_1(x)]^2 dx}{f_1(x)} \quad (10)$$

Тому що $f_1(x) = \frac{P(x)}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$, підставляючи в (10) матимемо:

$$H = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\left[f(x) - \frac{P(x)}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \right]^2}{\frac{P(x)}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}} dx = \sqrt{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \left[f(x) - \frac{P(x) e^{-\frac{x^2}{2}}}{\sqrt{2\pi}} \right]^2 \frac{e^{-\frac{x^2}{2}}}{P(x)} dx \quad (11)$$

Коефіцієнти A_0, A_1, A_2, \dots полінома $P(x)$ підбираємо так, щоб останній інтеграл обернути в мінімум.

У дійсності відшукування мінімуму згаданого інтеграла, де $f_1(x)$ є дана функція, являє собою складну математичну задачу, що її без ніякої шкоди можна спростити, відкинувши знаменника $P(x)$ в підінтегральній функції. Міняючи в дужках порядок членів та відкидаючи знаменник $P(x)$ одержимо:

$$H_1 = \sqrt{\frac{1}{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \left| \frac{(A_0 + A_1 x + \dots + A_m x^m) e^{-\frac{x^2}{2}} - f(x)}{\sqrt{\frac{1}{2\pi}}} \right|^2 e^{-\frac{x^2}{2}} dx \quad (12)$$

Для знаходження мінімуму за правилами диференціального числення треба від цього виразу взяти часткові похідні по A_0, A_1, \dots, A_m та прирівняти їх нулеві. Прирівнюючи нулеві похідну по будьякому A_h , одержимо:

$$\int_{-\infty}^{\infty} \left[\frac{(A_0 + A_1 x + \dots + A_m x^m) e^{-\frac{x^2}{2}}}{\sqrt{\frac{1}{2\pi}}} f(x) \right] x^h dx = 0 \quad (13)$$

Надаючи тут $h = 0, 1, 2, \dots, m$, одержимо $m+1$ рівнянь з $m+1$ невідомими A_0, A_1, \dots, A_m . Розв'язавши їх, знайдемо невідомі нам коефіцієнти пертурбаційного многочлена. Останнє рівняння (13) можна ще написати в такому вигляді:

$$\begin{aligned} \frac{A_0}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} x^h e^{-\frac{x^2}{2}} dx + \frac{A_1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} h^{h+1} e^{-\frac{x^2}{2}} dx + \dots + \frac{A_m}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} x^{m+h} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \\ = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) x^h dx = a_h \end{aligned} \quad (14)$$

Права частина останнього рівняння являє собою загальний вираз для звичайних статистичних моментів довільного степеня h .

Можна довести, що при парному h :¹⁾

$$\int_{-\infty}^{\infty} x^h e^{-\frac{x^2}{2}} dx = (h-1)(h-3)\dots 3 \cdot 1 \sqrt{2\pi} \quad (15)$$

При непарному h :

$$\int_{-\infty}^{\infty} x^h e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 0 \quad (16)$$

При цьому зазначмо, що:

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1 \quad (17)$$

¹⁾ Вивід див. у В. В. Голубєва [8].

$$\int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = A_1 = 0 \quad (18)$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx = 1 \quad (19)$$

Перше випливає з основної властивості функції розподілу, решта — з припущення, що наш розподіл нормований, себто, що центр міститься в початку координат і середній квадратичний відхилене дорівнює одиниці.

Виходячи з цього, можна визначити коефіцієнти пертурбаційного многочлена, задаючи його степінь.

Почнімо з простішого випадку. Нехай степінь пертурбаційного полінома буде дорівнювати 2. Тоді пертурбаційний поліном матиме вигляд:

$$P_x = A_0 + A_1 x + A_2 x^2 \quad (20)$$

А рівняння для визначення коефіцієнтів A_0 , A_1 і A_2 наберуть такого вигляду:

$$1) \frac{A_0}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} dx + \frac{A_1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} x e^{-\frac{x^2}{2}} dx + \frac{A_2}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} x^2 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx \quad (21)$$

$$2) \frac{A_0}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} x e^{-\frac{x^2}{2}} dx + \frac{A_1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} x^2 e^{-\frac{x^2}{2}} dx + \frac{A_2}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} x^3 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx \quad (22)$$

$$3) \frac{A_0}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} x^2 e^{-\frac{x^2}{2}} dx + \frac{A_1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} x^3 e^{-\frac{x^2}{2}} dx + \frac{A_2}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} x^4 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx \quad (23)$$

Спростивши ці рівняння, матимемо:

$$A_0 + A_2 = 1; \quad A_1 = 0; \quad A_0 + 3A_2 = 1;$$

а звідси:

$$A_0 = 1; \quad A_1 = 0; \quad A_2 = 0;$$

інакше кажучи, коли поліном $P(x)$ брати не вищий, як другого степеня, тоді $P(x) = 1$; отже маємо випадок нормального розподілу, що здійснюється функцією

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

Розглянемо ще випадок, коли $h = 4$, себто пертурбаційний многочлен має вигляд

$$P(x) = A_0 + A_1 x + A_2 x^2 + A_3 x^3 + A_4 x^4 \quad (24)$$

Тоді маємо п'ять рівнянь:

$$1) A_0 + A_2 + 3A_4 = 1;$$

$$2) A_1 + 3A_3 = 0;$$

$$3) A_0 + 3A_2 + 15A_4 = 1;$$

$$4) 3A_1 + 15A_3 = a_3;$$

$$5) 3A_0 + 15A_2 + 105A_4 = a_4$$

Розв'язуючи цю систему та покладаючи:

$$\frac{a_4 - 3}{8} = E \quad (25)$$

$$\frac{a_3}{2} = S \quad (26)$$

знаходимо:

$$A_0 = 1 + E; \quad A_1 = -S; \quad A_2 = -2E; \quad A_3 = \frac{S}{3}; \quad A_4 = \frac{E}{3},$$

де

$$E = \frac{a_4 - 3}{8} = \frac{1}{8} \left[\int_{-\infty}^{\infty} f(x) x^4 dx \right] \text{ звєтиться ексцесом, а } S = \frac{a_3}{2} = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} f(x) x^3 dx$$

— асиметрією. Підставляючи знайдені коефіцієнти у вираз пертурбаційного многочлена, одержимо:

$$P(x) = 1 + E - Sx - 2Ex^2 + \frac{S}{3}x^3 + \frac{E}{3}x^4 = 1 - S\left(x - \frac{x^3}{3}\right) + E\left(1 - 2x^2 + \frac{x^4}{3}\right) \quad (27)$$

Можна було б ще підвищити степінь полінома, але на практиці цього не роблять, бо похибка обчислень послідовних моментів за статистичними даними збільшується, коли росте h .

При невеличкому n обчислення третього та четвертого моментів, що характеризують асиметрію S і ексцес E , приводить уже до значних похибок. Функція розподілу, якщо поліном $P(x)$ взяти четвертого степеня ($h = 4$), набере такого вигляду:

$$f_4(x) = \frac{e^{-\frac{x^4}{2}}}{\sqrt{2\pi}} \left[1 - S\left(x - \frac{x^3}{3}\right) + E\left(1 - 2x^2 + \frac{x^4}{3}\right) \right] \quad (28)$$

Останньому рівнянню можна надати ще іншого вигляду, в якому воно звичайно застосовується в обчисленнях. Послідовно беручи з виразу

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

похідні, одержимо:

$$\varphi'(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} (-x); \quad (29)$$

$$\varphi''(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} (x^2 - 1); \quad (30)$$

$$\varphi'''(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} (3x - x^3) = \frac{3}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \left(x - \frac{x^3}{3}\right) \quad (31)$$

$$\varphi^{IV}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} (3 - 6x^2 + x^4) = \frac{3}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \left(1 - 2x^2 + \frac{x^4}{3}\right) \quad (32)$$

Звідси, користуючись виразом $\varphi'''(x)$ і $\varphi^{IV}(x)$, одержимо:

$$f_1(x) = \varphi(x) - \frac{S}{3} \varphi'''(x) + \frac{E}{3} f^{IV}(x) \quad (33)$$

Це є в остаточному вигляді диференціальне рівняння функції розподілу Шарльє.

§ 3. Аналіз кривої розподілу Шарльє

Аналізуючи цю функцію, бачимо, що крива буде симетрична, коли $S=0$ і буде збігатися з нормальню кривою розподілу (Гауса), коли крім того, ексес $E=0$.

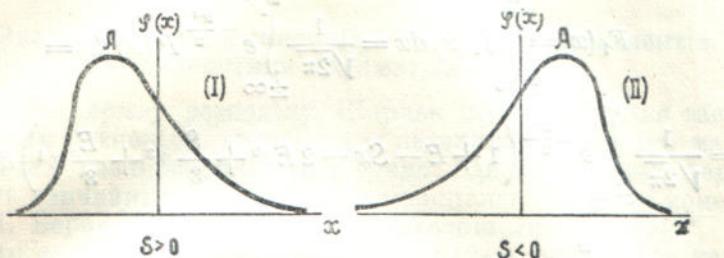


Рис. 1. Вплив асиметрії на вигляд кривої розподілу.

З вигляду функції $f_1(x)$ (33) видно, що коли $E>0$, тоді центральна ордината кривої ($x=0$) дорівнює $\frac{1+E}{\sqrt{2\pi}}$, тобто перебільшує ординату відповідної нормальної кривої (цим пояснюється походження терміну „ексес“),

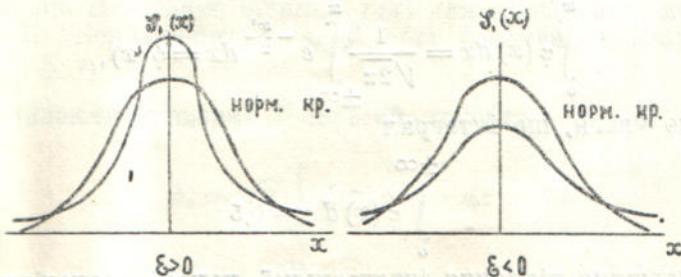


Рис. 2. Вплив ексесу на вигляд кривої розподілу.

і навпаки, менша за останню, коли $E<0$. Можна переконатись (обмежуючись випадком $S=0$), що функція $f_1(x)$ не ставатиме від'ємною лише при умові, що $0 < E \leq \frac{1}{2}$; отже, коли $E > \frac{1}{2}$, то $f_1(x)$ стає від'ємною, що, очевидно, неможливо, бо функція розподілу своїм визначенням завжди додатна. Щодо від'ємних ексесів, то взагалі ніколи не бував $E < -\frac{1}{4}$, бо $a_4 \geq a_3^2 + 1$; але коли $E < 0$, тоді $f_1(x)$ завжди стає від'ємною для великих значень (x); лише коли E дуже мале, тоді практично це не дуже

заважає; практично досить, щоб $E \leq \frac{1}{10}$, бо тоді $f_1(x)$ стає від'ємною, лише коли $(x) \geq 3$.

Коли $S \geq 0$, тоді крива асиметрична; коли асиметрія додатна ($S > 0$), ординати близько центра спадають зліва направо; і навпаки, коли асиметрія від'ємна ($S < 0$), то крива близько центра зростає зліва направо (див. рис. 1 і 2).

У будь-якому нормованому розподілі (себто, коли $\sigma = 1$), що не дуже відхиляється від нормальногого віддалення від центра до моди наближено дорівнює асиметрії S , при чому мода лежить ліворуч од центра, коли асиметрія додатна, і праворуч, коли від'ємна.

§ 4. Рівняння інтегральної функції розподілу Шарльє

Переходячи від диференціальної функції розподілу до інтегральної, знаходимо:

$$\begin{aligned} F_1(x) &= \int_{\pm\infty}^x f_1(x) dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\pm\infty}^x e^{-\frac{x^2}{2}} P(x) dx = \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\mp\infty}^x e^{-\frac{x^2}{2}} \left(1 + E - Sx - 2Ex^2 + \frac{S}{3}x^3 + \frac{E}{3}x^4 \right) dx, \end{aligned}$$

або:

$$\begin{aligned} F_1(x) &= \int_{\pm\infty}^x \left[\varphi(x) dx - \frac{S}{3} \varphi^{III}(x) dx + \frac{E}{3} \varphi^{IV}(x) dx \right] = \\ &= \int_{\mp\infty}^x \varphi(x) dx - \frac{S}{3} \int_{\pm\infty}^x \varphi^{III}(x) dx + \frac{E}{3} \int_{\pm\infty}^x \varphi^{IV}(x) dx \end{aligned} \quad (34)$$

Зазначивши:

$$\int_0^{\infty} \varphi(x) dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\pm\infty}^{\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \psi(x), \quad (35)$$

та взявши до уваги, що інтеграл

$$\int_0^{\pm\infty} \varphi(x) dx = 0,5$$

остаточно одержимо рівняння інтегральної кривої розподілу, у вигляді, придатному для практичного застосування;

$$F_1(x) = \psi(x) - \frac{S}{3} \psi^{III}(x) + \frac{E}{3} \psi^{IV}(x) + 0,5 \quad (36)$$

Отже для збудування інтегральної кривої розподілу Шарльє треба знайти $\psi(x)$, $\psi^{III}(x)$, $\psi^{IV}(x)$, S та E , а для цього спочатку треба обчислити середньоарифметичні ознаки $M - M_0$ та середній квадратичний відхилення $\sigma = \sqrt{\frac{\sum (M - M_0)^2}{n-1}}$, тому що функцію розподілу $F_1(x)$ виведено при умові,

що розподіл нормований, себто $\omega = \frac{M - M_0}{\sigma}$

Для значень $\phi(x)$, $\phi^{III}(x)$ та $\phi^{IV}(x)$ є таблиці¹⁾ для різних значень x — від 0 до 4,0.

Для визначення параметрів асиметрії S та ексцесу E потрібно обчислити третій та четвертий звичайні моменти, a_3 та a_4 , тому що:

$$S = \frac{1}{2} \cdot \frac{a_3}{\sigma^3} \quad (37)$$

i

$$E = \frac{1}{8} \cdot \frac{a_4 - 3}{\sigma^4} \quad (38)$$

Обчислення звичайних статистичних моментів третього та четвертого степеня при невеликому n , як відомо, може приводити до значних похибок, що треба мати на увазі особливо в гідрологічних дослідженнях, де нам доводиться мати справу з обмеженими рядами гідрометричних спостережень.

§ 5. Застосування експоненціально зважених моментів для визначення параметрів S та E

Щоб зробити криву розподілу Шарльє придатною для застосування її до будь-якого розподілу, зокрема для невеликих рядів, що мають місце в гідрологічних дослідженнях, застосуємо для визначення параметрів S та E замість звичайних моментів експоненціально зважені моменти, як це зробив С. Н. Бернштейн у своїй праці „Теорія ймовірностей“.

Для цього замість звичайних моментів будемо розглядати моменти зважені. Загальний вираз для експоненціально зваженого момента довільного степеня h має вигляд:

$$b_h = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) x^h \rho(x) dx \quad (39)$$

де

b_h — експоненціально зважений момент довільного степеня h ;

$\rho(x)$ — вага, що її надаємо функції $f(x)$ для визначення моменту.

Проф. С. Н. Бернштейн за вагу $\rho(x)$ рекомендує взяти функцію $\rho(x) = \sqrt{2} e^{-\frac{x^2}{2}}$ ²⁾ (40)

Далі, розглядаючи нульовий і перший моменти:

$$b_0 = \sqrt{2} \int_{-\infty}^{\infty} f(x) e^{-\frac{x^2}{2}} dx \quad (41)$$

$$b_1 = \sqrt{2} \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) e^{-\frac{x^2}{2}} dx \quad (42)$$

знаходимо ще два рівняння, що можуть замінити рівняння звичайних моментів 3-го й 4-го порядків. Використаємо експоненціальне зважування b_0 і b_1 , щоб обчислити пертурбаційний поліном $P(x)$ четвертого степеня, себто коли $h=4$. В даному разі 1-е, 2-е і 3-е рівняння (див. с. 208), з яких визначаємо A_0 , A_1 , A_2 , A_3 і A_4 лишаються незмінними, а замість 4-го й 5-го маємо відповідно:

¹⁾ Див. додаток I.

²⁾ Коефіцієнт $\sqrt{2}$ взято для того, щоб $b_0 = 1$, у випадку нормального розподілу.

$$A_0 + \frac{A_2}{2} + \frac{3A_4}{4} = b_0; \quad \frac{A_1}{2} + \frac{3A_3}{4} = b_1$$

Розв'язуючи останню систему рівнянь, знаходимо:

$$A_1 = 4b_1; \quad A_0 = 4b_0 - 3; \quad A_3 = \frac{4}{3}b_1; \quad A_2 = 8(1 - b_0); \quad A_4 = \frac{4}{3}(b_0 - 1)$$

Отже для експресу E і асиметрії S знаходимо нові значення:

$$E = 4(b_0 - 1) \quad (52); \quad S = -4b_1 \quad (43)$$

Зрозуміло, що ці значення взагалі не будуть збігатися з попередніми, якщо пертурбаційний множник не є поліномом 4-го степеня.

Експоненціально зважені нульовий та перший моменти можна наближено визначати, замінивши інтеграли сумами:

$$\sqrt{2} \int_{-\infty}^{\infty} f(x) e^{-\frac{x^2}{2}} dx \approx \sqrt{2} \sum y_i e^{-\frac{x_i^2}{2}} = b_0 \quad (44)$$

$$\sqrt{2} \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) e^{-\frac{x^2}{2}} dx \approx \sqrt{2} \sum x_i y_i e^{-\frac{x_i^2}{2}} = b_1; \quad (45)$$

де y_i — відносні частоти по інтервалах. Значення $e^{-\frac{x^2}{2}}$ можна брати з таблиці, наведеної в кінці роботи в додатку II. У цій таблиці подано значення $\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$, отже табличні значення для виразу b_0 і b_1 слід помножити на $\sqrt{2\pi}$, а тому остаточно, стосовно до згаданої таблиці, вирази для b_0 і b_1 , запишуться:

$$b_0 = 2\sqrt{\pi} \sum y_i \varphi(x) \quad (46)$$

$$b_1 = 2\sqrt{\pi} \sum x_i y_i \varphi(x) \quad (47)$$

Для випадку, коли n невелике, ряд на інтервали краще не розбивати, тоді нульовий та перший експоненціально зважені моменти слід визначати за формулами:

$$b_0 = \frac{2\sqrt{\pi}}{n} \sum \varphi(x) \quad (48)$$

$$b_1 = \frac{2\sqrt{\pi}}{n} \sum x_i \varphi(x) \quad (49)$$

§ 6. Стійкість параметрів S та E , обчислені за методом експоненціально зважених моментів

Обчислення експресу E та асиметрії S для річних значень стоку по двох пунктах на р. Дніпрі — для Лоцманської Кам'янки з періодом спостережень в 53 роки і для Орші з періодом спостережень в 50 років, виконані нами різними способами, себто методом звичайних моментів і методом моментів, експоненціально зважених. Результати наведено в табл. 1.

Таблиця 1

Метод обчислення	Назва ріки	Пункт	Період спостережень	<i>S</i>	<i>E</i>
За звичайними моментами . . .	Дніпро	Лоцм. Кам'янка	53	-0,04	-0,03
За експоненціально зваженими моментами	"	"	53	-0,001	-0,02
За звичайними моментами . . .	"	Орша	50	0,54	-0,012
За експоненціально зваженими моментами	"	"	50	0,47	0,00

З наведеної таблички бачимо, що для Лоцманської Кам'янки асиметрія і ексцес, а для Орші ексцес практично можна вважати рівним нульові, тому що обчислення цих параметрів зовсім різними способами дає величини, практично близькі до нуля¹⁾. Вище зазначалося, що безпосереднє обчислення звичайних моментів, вищих за другий ступінь, особливо при невеликому n , є мало надійним. З цього погляду цікаво було б з'ясувати надійність обчислення нульового та першого зважених моментів залежно від n , тобто від числа членів в ряду. Обчислення Фостера показали, що для надійного визначення третього звичайного моменту, для визначення C_s , потрібно мати період спостережень близько 100 років, тоді як для обчислення першого та другого звичайних моментів (норма стоку і коефіцієнт варіації C_v), з достатньою для практичних цілей точністю, досить мати, як установлено, період спостережень в 10—15 років. Для того, щоб з'ясувати стійкість нульового та першого зважених моментів у залежності від n , себто від довжини періоду спостережень обчислено b_0 та b_1 , за даними річних значень стоку р. Дніпра біля Орші з періодом спостережень $n=50$ років. При цьому значення b_0 та b_1 обчислено спочатку для всього періоду при $n=50$, потім розбивши цей ряд на два при $n=25$, на три при $n=15$ та на 5 при $n=10$.

Результати обчислень зводимо в табл. 2.

Таблиця 2

Число років	Календарний період	b_0	b_1	M_0	$\sigma = \frac{C_v}{K}$
50	1881—193	1,00	-0,116	7,15	0,26
25	1881—1906	1,01	-0,106	7,03	0,22
25	1907—1931	0,97	-0,118	7,27	0,31
15	1881—1896	0,99	-0,090	6,84	0,23
15	1897—1911	1,03	-0,152	7,79	0,27
15	1912—1926	1,04	-0,111	6,58	0,28
10	1881—1891	0,99	-0,012	6,46	0,20
10	1891—1901	1,02	-0,01	7,39	0,21
10	1901—1911	0,99	-0,100	8,09	0,30
10	1911—1921	1,04	-0,106	6,80	0,33
10	1921—1931	0,96	-0,100	7,01	0,31

¹⁾ Всі обчислення виконано на логарифмічній лінійці.

Як видно з наведеної таблиці, нульовий та перший зважені моменти мають певну стійкість залежно від n при $n > 10$. Звичайно цих даних не досить, щоб можна було зробити цілком обґрунтовані висновки і встановити, при якому n можна обчисляти значення b_0 та b_1 , з достатньою для практичних цілей точністю, а по них — ексцес і асиметрію, не допускаючи при цьому грубих похибок. Це питання потребує, очевидно, ще дальншого дослідження та вивчення. Цілком зрозуміло, що чим довший буде ряд, яким ми оперуватимемо, тим з більшою певністю можна підібрати необхідні параметри для побудування кривої розподілу. Треба мати на увазі, що нульовий та перший зважені моменти є моментами нижчого порядку по відношенню до третього та четвертого звичайних моментів, а тому застосування їх для обчислення параметрів S та E , очевидно, даватиме певніші результати (особливо при коротких рядах) в порівненні із звичайними статистичними моментами. З першим наближенням можна вважати, що b_0 та b_1 можна обчисляти з достатньою для практичних цілей точністю, маючи ряд спостережень $n = 20 - 30$ років, але це питання потребує ще дальншого вивчення та уточнення. Крім того потрібно також з'ясувати, як характеризують експоненціально зважені моменти окремі частини кривої розподілу Шарльє. С. Н. Берштейн вважає, що експоненціально зважені моменти краще характеризують центральну частину цієї кривої. Деякі дослідження в цьому напрямі, виконані автором, показали, що зважені моменти досить добре характеризують і нижню частину цієї кривої, яка власне в гідрологічних дослідженнях становить особливий інтерес.

§ 7. Застосування функції розподілу Шарльє для збудування теоретичної кривої забезпеченості модульних коефіцієнтів

Рівняння інтегральної функції розподілу Шарльє (36) відповідає випадкові, коли розподіл нормований ($\sigma = 1$ і $x_0 = 0$) і початок координат міститься в центрі розподілу. Щоб використати інтегральну функцію розподілу Шарльє для побудування кривої забезпеченості модульних коефіцієнтів, будемо розглядати функцію

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^x f_1(x) dx = F_1(x) &= \int_{-\infty}^x \varphi(x) dx - \frac{S}{3} \int_{-\infty}^x \varphi^{III}(x) dx + \\ &+ \frac{E}{3} \int_{-\infty}^x \varphi^{IV}(x) dx = \int_{-\infty}^0 \varphi(x) dx + \int_0^x \varphi(x) dx - \frac{S}{3} \int_{-\infty}^x \varphi^{III}(x) dx + \\ &+ \frac{E}{3} \int_{-\infty}^x \varphi^{IV}(x) dx = 0,5 + \varphi(x) - \frac{S}{3} \varphi^{III}(x) + \frac{E}{3} \varphi^{IV}(x), \end{aligned} \quad (50)$$

де

$$\int_{-\infty}^0 \varphi(x) dx = 0,5,$$

якщо розподіл нормальній. Застосовуючи цю інтегральну функцію розподілу для побудування кривої забезпеченості модульних коефіцієнтів (вкладаючи в поняття забезпеченості ймовірність появилення ознак, рівних да-

¹⁾ Це випливає з природи функції розподілу (площа кривої розподілу завжди дорівнює одиниці).

ній та більших за дану в процентах), одержимо таке рівняння для кривої забезпеченості:

$$p\% = [1 - F_1(x)] 100 \quad (51)$$

Останнє рівняння (51) для кривої забезпеченості за функцією Шарльє в розгорнутому вигляді можна написати:

$$p\% = 0,5 - \left[\psi(x) - \frac{s}{3} \psi'(x) + \frac{E}{3} \psi''(x) \right] 100 \quad (52)$$

За цим рівнянням, користуючись існуючими таблицями для $\psi(x)$, $\psi'(x)$ та $\psi''(x)$ (див. додаток I) та обчисливши відповідні параметри (M_0 , σ , S та E) можна побудувати теоретичну криву забезпеченості модульних коефіцієнтів.

Застосовуючи останнє рівняння (52) для інтерполяційних обчислень, що мають місце у водногосподарських розрахунках, себто, коли для заданого процента забезпеченості p треба відшукати відповідний модульний коефіцієнт $k = \frac{M}{M_0}$ маємо ту незручність, що в цьому рівнянні p функція, а k — аргумент, зв'язаний з x таким рівнянням:

$$x = \frac{k-1}{\sigma}, \text{ звідки} \\ k = x\sigma + 1 \quad (53)$$

Спроба розв'язати рівняння (52) аналітично відносно x або k не дала бажаних наслідків, тому що останнє рівняння щодо x є трансцендентне. Щоб запобігти цій незручності, останнє рівняння довелося розв'язувати графічним методом, в наслідок чого складено інтерполяційні таблиці для різних значень x залежно від p в процентах для різних значень параметра асиметрії S від $-0,50$ до $+1,00$ з поправками на ексцес E від $-0,20$ до $+0,20$ (див. додаток III). Порядок користування цими таблицями буде з'ясовано нижче.

Для побудування кривої забезпеченості модульних коефіцієнтів за функцією розподілу Шарльє необхідно визначити чотири таких параметри:

- 1) Середнє арифметичне досліджуваної ознаки; при дослідженні річних значень стоку це буде норма стоку M_0 ; коли брати замість модулів стоку модульні коефіцієнти K , тоді середнє арифметичне $K = 1,0$.
- 2) Середній квадратичний відхилені ознаки σ ; коли ознаку будемо брати в частках від середнього арифметичного, себто K , тоді $\sigma = C_n$, тому що:

$$C_n = \frac{\sigma}{K_0} = \frac{\sigma}{1} = \sigma$$

- 3) Асиметрію S .
- 4) Ексцес E .

Для прикладу побудуємо криву забезпеченості модульних коефіцієнтів за функцією розподілу Шарльє для p . Уші біля М. Хабного. Річні модулі за 16 років по p . Уші біля Хабного та обчислення норми стоки M_0 , модульних коефіцієнтів K та середнього квадратичного відхилення σ наводимо в табл. 3.

Таблиця 3

№	Рік	Модуль стоку M_i л/сек з 1 км ²	Модульний коефіцієнт $K = \frac{M_i}{M_0}$	$K - 1$	$(K - 1)^2$
1	1916	2,75	0,98	-0,02	0,0004
2	1917	2,48	0,88	-0,12	0,0144
3	1918	2,27	0,81	-0,19	0,0361
4	1919	5,67	2,01	1,01	1,0201
5	1920	2,85	1,01	0,01	0,0001
6	1921	0,61	0,22	-0,78	0,6084
7	1922	3,18	1,13	0,13	0,0169
8	1923	4,57	1,63	0,63	0,3969
9	1924	3,42	1,22	0,22	0,0484
10	1925	0,77	0,27	-0,73	0,5329
11	1926	2,65	0,94	-0,06	0,0036
12	1927	1,85	0,66	-0,34	0,1156
13	1928	1,75	0,62	-0,38	0,1444
14	1929	3,25	1,16	0,16	0,0246
15	1930	1,42	0,51	-0,49	0,2401
16	1931	5,56	1,98	0,98	0,9604
$n=16$		Сума...	45,05	16,0	0
					4,1643

Норма стоку р. Уші, визначена за 16 років (див. табл. 3), дорівнює $M_0 = \frac{\sum M_i}{n} = \frac{45,05}{16} = 2,8$ л/сек з 1 км²; середній квадратичний відхил

$$\sigma = C_v = \sqrt{\frac{\sum (k-1)^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{4,1643}{15}} = 0,52$$

Для визначення асиметрії S та ексцесу E обчислимо нульовий b_0 та перший b_1 експоненціально зважені моменти за формулами:

$$b_0 = \frac{2\sqrt{\pi}}{n} \cdot \Sigma \varphi(x)$$

та

$$b_1 = \frac{2\sqrt{\pi}}{n} \Sigma \varphi(x) \cdot x;$$

де

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

а

$$x = \frac{k-1}{\sigma}$$

Для $\varphi(x)$ в додатку II наведено таблиці. Обчислення b_0 та b_1 зводимо в табл. 4.

Таблиця 4

№	Рік	$K - \frac{M}{M_0}$	$X = \frac{K-1}{\sigma}$	$\varphi(x)$	$\varphi(x) \cdot x$
1	1916	0,98	-0,04	0,3986	-0,0159
2	1917	0,88	-0,23	0,3885	-0,0893
3	1918	0,81	-0,37	0,3725	-0,1378
4	1919	2,01	1,94	0,0608	0,1179
5	1920	1,01	0,02	0,3989	0,0080
6	1921	0,22	-1,50	0,1295	-0,1142
7	1922	1,13	0,25	0,3867	0,0967
8	1923	1,63	1,21	0,1919	0,2822
9	1924	1,22	0,42	0,3653	0,1534
10	1925	0,27	-1,41	0,1476	-0,2081
11	1926	0,94	-0,12	0,3061	-0,0475
12	1927	0,66	-0,66	0,3209	-0,2118
13	1928	0,62	-0,73	0,3056	-0,2231
14	1929	1,16	0,31	0,3802	0,1179
15	1930	0,51	-0,94	0,2565	-0,2411
16	1931	1,98	1,88	0,0621	0,1280
n = 16	Сума ...	16,0	0	4,5677	-0,4347

Звідки:

$$b_0 = \frac{2 \cdot 1,78}{16} \cdot 4,5677 = 1,0049$$

$$b_1 = \frac{2 \cdot 1,78}{16} \cdot -0,4347 = -0,0956$$

Асиметрію S та ексцес E визначаємо за формулами:

$$S = -4b_1 = -4 \cdot -0,0956 = 0,38$$

$$E = 4(b_0 - 1) = 4(1,0049 - 1,0) = 0,02$$

Ординати кривої забезпеченості обчислюємо за рівнянням (52), користуючись інтерполаційними таблицями автора, наведеними в додатку III.

Порядок користування таблицями та обчислення ординат кривої забезпеченості (модульних коефіцієнтів) такий:

Відшукуємо в таблиці значення x для відповідних процентів забезпеченості $p\%$ для даної асиметрії S ; на одержані значення x зводимо поправки на ексцес E , що їх беремо з таблиці поправок на ексцес для різних процентів забезпеченості. Поправка на ексцес або додається до x , або віднімається, залежно від її знака. Виправлені значення x помножаємо

на σ , тому що таблиці складено для випадку, коли розподіл нормовано ($\sigma = 1$), та додаємо до результату одиницю, щоб одержати K . Отже модульні коефіцієнти для відповідних процентів забезпеченості (P) визначаються за рівнянням (53):

$$K = x\sigma + 1,$$

де x — табличне число з поправкою на ексцес;

$$\sigma = C_v$$

— середній квадратичний відхилення, або коефіцієнт варіації.

Обчислення модульних коефіцієнтів для різних процентів забезпеченості для нашого прикладу зводимо в табл. 5.

Таблиця 5

$\% \text{ забезп.}$	0,5	1,0	3	5	10	20	25	30	40	50
Мод. коеф.										
x	3,08	2,76	2,22	1,90	1,39	0,79	0,59	0,42	0,12	-0,13
$\sigma \cdot x$	1,60	1,44	1,16	0,99	0,72	0,41	0,31	0,22	0,06	-0,07
$K = \sigma x + 1$	2,60	2,44	2,16	1,99	1,72	1,41	1,31	1,22	1,06	0,93
$\% \text{ забезп.}$	60	70	75	80	90	95	97	99	99,5	
Мод. коеф.										
x	-0,37	-0,61	-0,74	-0,88	-1,4	-1,47	-1,63	-1,85	-1,94	
$\sigma \cdot x$	-0,19	-0,32	-0,38	-0,46	-0,63	-0,76	-0,85	-0,96	-1,00	
$K = \sigma x + 1$	0,81	0,68	0,62	0,54	0,37	0,24	0,15	0,04	0,00	

Поправки на ексцес в цьому прикладі не вводимо, бо $E = 0,02$, себто практично дорівнює нулеві.

За даними табл. 5 будуємо криву забезпеченості модульних коефіцієнтів, показану на рис. 3.

§ 8. Порівнення кривої розподілу Шарльє та кривої Пірсона типу III з емпіричним матеріалом

Щоб з'ясувати відповідність кривої розподілу Шарльє до фактичного розподілу річних значень стоку, будуємо на одному рисунку теоретичні криві забезпеченості модульних коефіцієнтів за функцією розподілу Шарльє з точками емпіричних кривих забезпеченості, побудованих за формулою

$$P\% = \frac{m - 0,5}{n} \cdot 100, \text{ як це показано на рис. 3, 4, 5 та 6.}$$

Такі побудування виконано для р. Уші біля м. Хабного з періодом спостереження в 16 років (рис. 3) і для р. Дніпра біля м. Орши, з періодом спостережень 50 років (рис. 4), біля Києва з періодом спостережень в 54 роки, та коло Лоцманської Кам'янки з періодом спостережень в 53 роки. Параметри теоретичних кривих забезпеченості модульних коефіцієнтів S та E обчислено за методом експоненціально зважених моментів, числові значення яких вписано на відповідних рисунках. На тих же рисунках нанесено теоретичні криві розподілу Пірсона типу III при $C_s = 2C_v$.

Розглядаючи та аналізуючи розміщення точок емпіричних кривих забезпеченості (показаних кружками) модульних коефіцієнтів відносно теоретичних кривих забезпеченості, побудованих за функцією розподілу Шарльє, бачимо, що в усіх розглянутих випадках (рис. 3, 4, 5 і 6) ці точки досить близько, на всьому протязі кривих розміщуються навколо них.

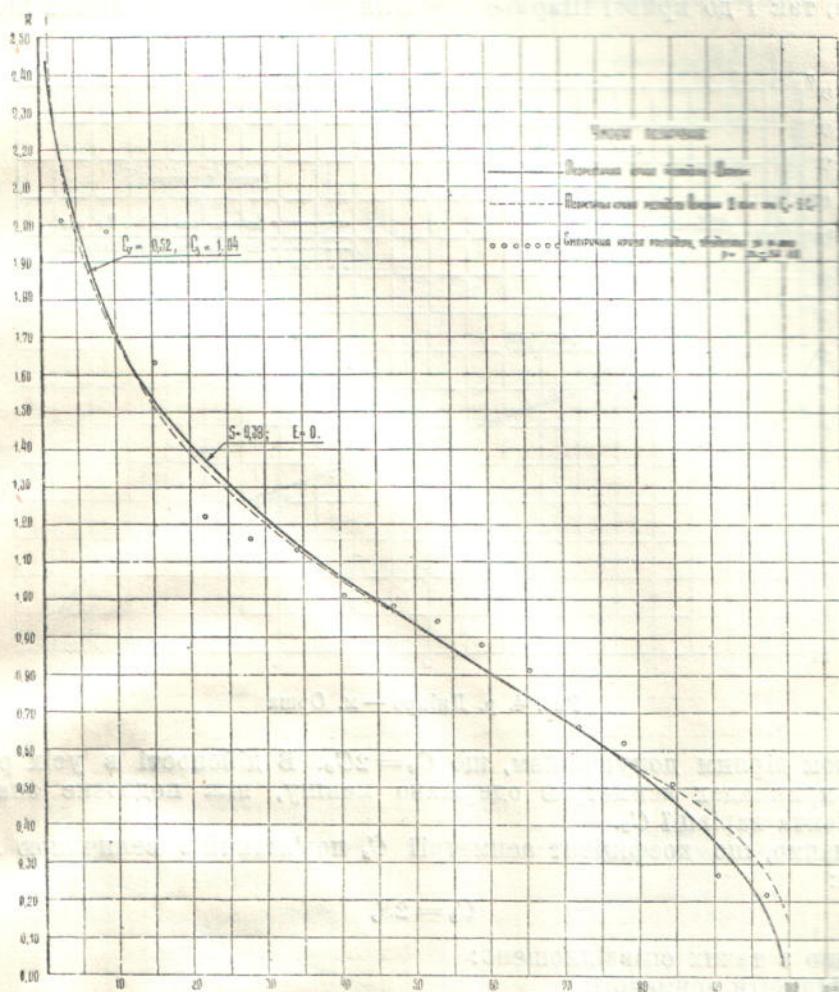


Рис. 3. р. Уша — с. Хабне.

Ця обставина дозволяє зробити висновок, що функція розподілу Шарльє досить близько відповідає фактичному розподілові річних значень стоку. Звичайно цей висновок треба ще підтвердити на більш численному фактичному матеріалі, який би охоплював більше число рік з різноманітним режимом.

Щодо кривих забезпеченості модульних коефіцієнтів, побудованих на тому ж матеріалі за функцією розподілу Пірсона типу III, допускаючи, що $C_s = 2C_v$ (рис. 3, 4, 5 та 6 — пунктирні лінії), то можна відзначити, що в усіх розглянутих випадках криві Пірсона в нижній своїй частині, що становить для гідрологів найбільший практичний інтерес, в межах процентів забезпеченості, близьких до ста, проходять вище кривих, побудованих за функцією Шарльє та відповідаючих точкам емпіричної кривої

забезпеченості. З цього можемо зробити висновок, що Пірсонова крива не дає найбільш обережного варіанту щодо визначення стоку для маловодних років, якщо мати на увазі водногосподарські розрахунки, зв'язані з регулюванням стоку водосховищами. Відхилення кривої Пірсона в нижній частині вверх по відношенню як до точок емпіричної кривої забезпеченості, так і до кривої Шарльє у розглянутих випадках можна пояснити

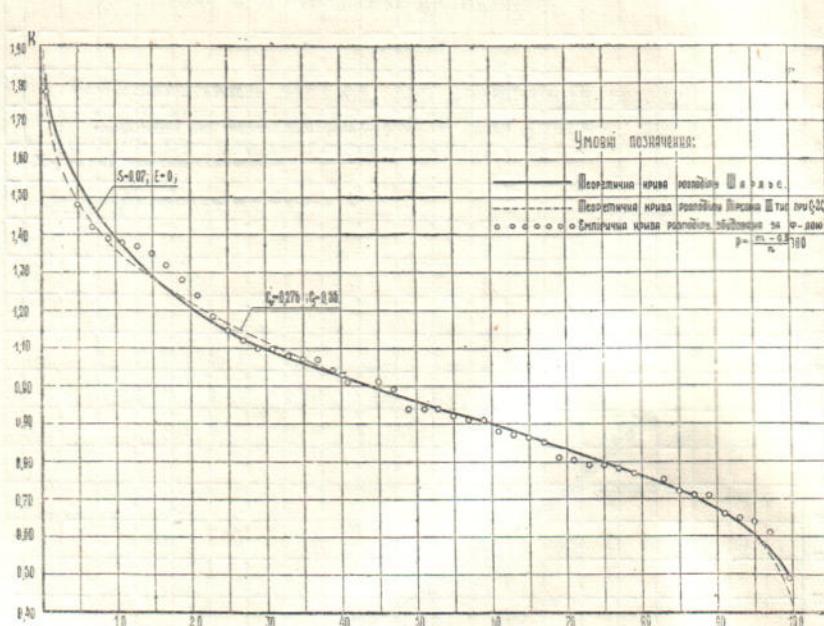


Рис. 4. р. Дніпро — м. Орша

не цілком вірним допущенням, що $C_s = 2C_v$. В дійсності в усіх розглянутих прикладах асиметрію одержано меншу, ніж подвічне значення коефіцієнта варіації C_s .

Зазначмо, що коефіцієнт асиметрії C_s пов'язаний з величиною S рівнянням:

$$C_s = 2S,$$

що видно з таких співвідношень:

Коефіцієнти асиметрії:

$$C_s = \frac{\sum (K - I)^3}{n\sigma^3} = a_3 \quad (57)$$

де a_3 — звичайний момент третього порядку, а з виразу (26) маємо, що $S = \frac{a_3}{2}$, звідки

$$a_3 = 2S = C_s$$

Отже виконані автором дослідження щодо застосування кривої розподілу Шарльє в гідрології показали, що остання значно краще відповідає фактичному розподілові, ніж Пірсонова крива типу III. Гнучкість та універсальність функції розподілу Шарльє надає їй значної переваги проти інших типів розподілу, і зокрема проти пірсонівських кривих. Все це дозволяє авторові висунути, в порядку постановки, питання про заміну пірсонівських кривих розподілу в гідрологічних дослідженнях більш

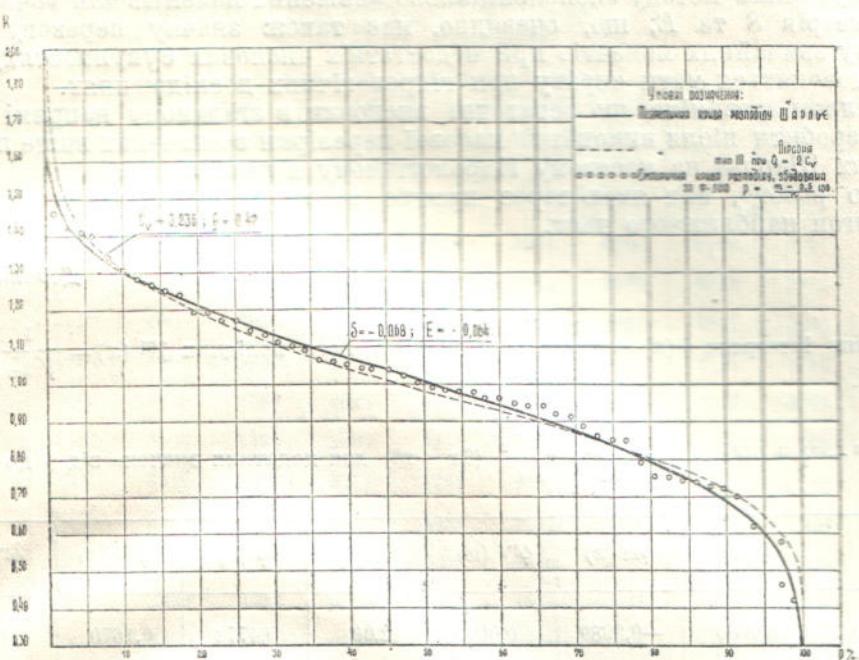


Рис. 5. р. Дніпро — м. Київ.

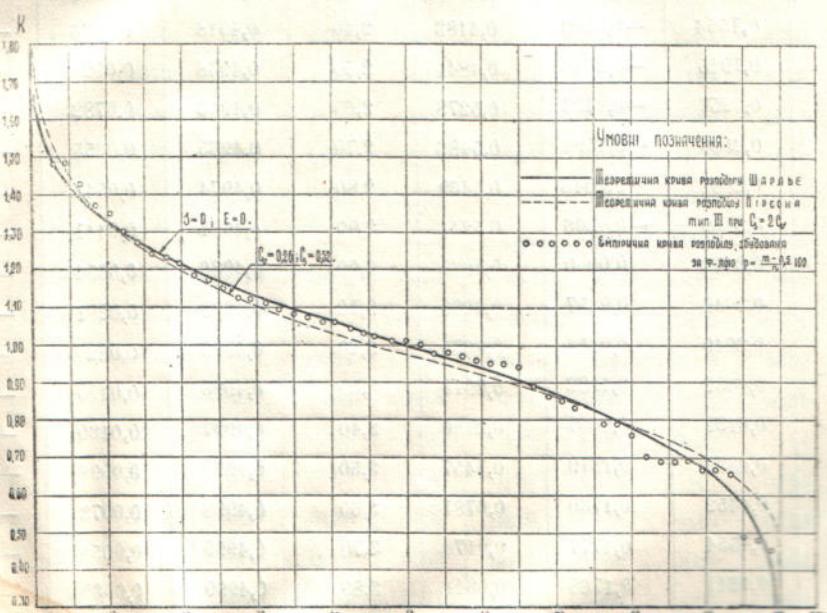


Рис. 6. р. Дніпро—Лопцманська Кам'янка.

відповідним типом, себто функцією розподілу Шарльє, з рівнобіжним застосуванням методу експоненціально зважених моментів для обчислення параметрів S та E , що, очевидно, має також значну перевагу проти методу звичайних моментів при недостатніх числових сукупностях, з чим нам доводиться мати справу при гідрологічних дослідженнях.

Цілком зрозуміло, що остаточні висновки в загадному напрямі можна буде зробити після виконання масової перевірки зазначених вище переваг кривих Шарльє на масовому гідрологічному матеріалі.

Цю роботу, над якою зараз працює автор, передбачається виконати протягом найближчого часу.

Додаток I

Значення інтеграла $\psi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{x^2}{2}} dx$ та його похідних $\psi'''(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$

$(x^2 - 1)$ і $\psi^{IV}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-\frac{x^2}{2}} (3x - x^3) dx$ для додатних значень від 0 до 4,0

x	$\psi(x)$	$\psi'''(x)$	$\psi^{IV}(x)$	x	$\psi(x)$	$\psi'''(x)$	$\psi^{IV}(x)$
0,00	0,0000	-0,3989	0,0000	2,00	0,4772	0,1620	-0,1080
0,10	0,0398	-0,3930	0,1187	2,10	0,4821	0,1500	-0,1302
0,20	0,0793	-0,3754	0,2315	2,20	0,4861	0,1362	-0,1436
0,30	0,1179	-0,3471	0,3329	2,30	0,4893	0,1215	-0,1492
0,40	0,1554	-0,3093	0,4183	2,40	0,4918	0,1066	-0,1483
0,50	0,1915	-0,2640	0,4841	2,50	0,4938	0,0920	-0,1424
0,60	0,2257	-0,2133	0,5278	2,60	0,4953	0,0782	-0,1328
0,70	0,2580	-0,1592	0,5486	2,70	0,4965	0,0655	-0,1207
0,80	0,2881	-0,1043	0,5469	2,80	0,4974	0,0541	-0,1073
0,90	0,3159	-0,0506	0,5244	2,90	0,4981	0,0441	-0,0934
1,00	0,3413	0,0000	0,4839	3,00	0,4986	0,0354	-0,0798
1,10	0,3643	0,0457	0,4289	3,10	0,4990	0,0281	-0,0669
1,20	0,3949	0,0854	0,3635	3,20	0,4993	0,0220	-0,0552
1,30	0,4032	0,1182	0,2918	3,30	0,4995	0,0170	-0,0448
1,40	0,4192	0,1437	0,2180	3,40	0,4997	0,0130	-0,0359
1,50	0,4332	0,1619	0,1457	3,50	0,4998	0,0098	-0,0282
1,60	0,4452	0,1730	0,0781	3,60	0,4998	0,0073	-0,0219
1,70	0,4554	0,1777	0,0176	3,70	0,4999	0,0054	-0,0168
1,80	0,4641	0,1768	-0,0341	3,80	0,4999	0,0039	-0,0127
1,90	0,4713	0,1713	-0,0760	3,90	0,4999	0,0028	-0,0095

Примітка. Із виразу $\psi(x)$, $\psi'''(x)$ і $\psi^{IV}(x)$ видно, що при від'ємних значеннях x , значення цих функцій відшукавмо, користуючись рівностями $\psi(-x) = -\psi(x)$; $\psi'''(-x) = \psi(x)$; $\psi^{IV}(-x) = -\psi^{IV}(-x)$.

Додаток II

$$\text{Значення } \varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

(Всі значення помножені на 10 000)

x	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0,0	3989	3989	3989	3988	3986	3984	3982	3980	3977	3973
0,1	3970	3965	3961	3956	3951	3945	3939	3932	3925	3918
0,2	3910	3902	3894	3885	3876	3867	3857	3847	3836	3825
0,3	3814	3802	3790	3778	3765	3752	3739	3725	3712	3697
0,4	3683	3668	3653	3637	3621	3605	3589	3572	3555	3588
0,5	3521	3503	3485	3467	3448	3429	3410	3391	3372	3352
0,6	3332	3312	3292	3271	3251	3230	3209	3187	3166	3144
0,7	3123	3101	3079	3056	3034	3011	2989	2966	2943	2920
0,8	2897	2874	2850	2827	2803	2780	2756	2732	2709	2685
0,9	2661	2637	2613	2589	2565	2541	2516	2492	2468	2444
1,0	2420	2396	2371	2347	2323	2299	2275	2251	2227	2203
1,1	2179	2155	2131	2107	2083	2059	2036	2012	1989	1965
1,2	1942	1919	1895	1872	1849	1826	1804	1781	1758	1736
1,3	1714	1681	1669	1647	1626	1604	1582	1561	1539	1518
1,4	1497	1476	1456	1435	1415	1394	1374	1354	1334	1315
1,5	1295	1276	1257	1238	1219	1200	1182	1163	1145	1127
1,6	1109	1092	1074	1057	1040	1023	1006	989	973	957
1,7	0940	0925	0909	0893	0878	0863	0848	0838	0818	0804
1,8	0790	0775	0761	0748	0734	0721	0707	0694	0681	0669
1,9	0656	0644	0632	0620	0608	0596	0584	0573	0562	0551
2,0	0540	0529	0519	0508	0498	0488	0478	0468	0459	0449
2,1	0440	0431	0422	0413	0404	0396	0387	0379	0371	0363
2,2	0355	0347	0339	0332	0325	0317	0310	0303	0297	0290
2,3	0283	0277	0270	0264	0258	0252	0246	0241	0235	0229
2,4	0224	0219	0213	0208	0203	0198	0194	0189	0184	0180
2,5	0175	0171	0167	0163	0158	0154	0151	0147	0143	0139
2,6	0136	0132	0129	0126	0122	0119	0116	0113	0110	0107
2,7	0104	0101	0099	0096	0093	0091	0088	0086	0084	0081
2,8	0079	0077	0075	0073	0071	0069	0067	0065	0063	0061
2,9	0060	0058	0056	0055	0053	0051	0050	0048	0047	0046
3	0044	0038	0024	0017	0012	0009	0006	0004	0003	0002
4	0001	0001	0001	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0000

Відхилення ординат кривих забезпеченості
від значень S при $E = 0$ та $Cv = 1$

Коеф. асим. S	% % забезп.								
	0 . 5	1 . 0	3 . 0	5	10	20	25	30	40
-0,50	1,82	1,75	1,57	1,44	1,21	0,89	0,75	0,62	0,39
-0,40	1,92	1,84	1,62	1,47	1,22	0,88	0,74	0,61	0,37
-0,30	2,03	1,93	1,68	1,50	1,23	0,87	0,72	0,59	0,34
-0,20	2,20	2,05	1,74	1,54	1,24	0,86	0,70	0,57	0,31
-0,10	2,40	2,18	1,80	1,59	1,26	0,85	0,68	0,55	0,28
0,00	2,60	2,33	1,87	1,64	1,27	0,84	0,68	0,53	0,25
0,10	2,75	2,46	1,96	1,70	1,30	0,83	0,66	0,50	0,22
0,20	2,90	2,60	2,06	1,78	1,34	0,89	0,64	0,48	0,19
0,30	3,00	2,69	2,14	1,85	1,36	0,80	0,61	0,44	0,15
0,40	3,10	2,77	2,24	1,92	1,40	0,79	0,59	0,41	0,12
0,50	3,17	2,86	2,30	2,00	1,44	0,77	0,55	0,38	0,10
0,60	3,20	2,92	2,39	2,07	1,49	0,75	0,52	0,34	0,05
0,70	3,27	2,98	2,45	2,14	1,55	0,73	0,49	0,31	0,02
0,80	3,30	3,03	2,51	2,18	1,60	0,70	0,45	0,26	-0,02
0,90	3,33	3,06	2,57	2,26	1,68	0,66	0,41	0,23	-0,06
1,00	3,38	3,13	2,62	2,31	1,73	0,63	0,37	0,19	-0,07

Поправки відхилень ординат
від середини на ексцес при

Ексцес E	% % забезп.								
	0 . 5	1 . 0	3 . 0	5	10	20	25	30	40
-0,20	-0,390	-0,250	-0,050	+0,030	+0,095	+0,110	+0,115	+0,105	+0,055
-0,10	-0,250	-0,150	-0,040	+0,020	+0,050	+0,070	+0,060	+0,050	+0,025
0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
+0,10	+0,330	+0,230	+0,045	-0,020	-0,065	-0,070	-0,060	-0,045	-0,025
+0,20	+0,570	+0,435	+0,115	-0,045	-0,135	-0,125	-0,110	-0,085	-0,040

від середини залежно

за функцією розподілу Шарльє

50	60	70	75	80	90	95	79	99	99,5
-0,16	-0,08	-0,38	-0,55	-0,77	-1,44	-2,00	-2,32	-2,88	-3,16
-0,13	-0,12	-0,41	-0,58	-0,79	-1,40	-1,92	-2,25	-2,80	-3,08
-0,10	-0,15	-0,44	-0,61	-0,81	-1,36	-1,84	-2,16	-2,71	-3,00
-0,07	-0,19	-0,47	-0,63	-0,82	-1,34	-1,77	-2,06	-2,61	-2,92
-0,03	-0,22	-0,50	-0,65	-0,83	-1,31	-1,70	-1,96	-2,46	-2,73
0,00	-0,25	-0,53	-0,68	-0,84	-1,27	-1,65	-1,87	-2,32	-2,60
-0,04	-0,29	-0,55	-0,70	-0,85	-1,27	-1,60	-1,80	-2,20	-2,40
-0,07	-0,31	-0,57	-0,71	-0,86	-1,25	-1,55	-1,73	-2,06	-2,29
-0,10	-0,34	-0,59	0,72	-0,87	-1,23	-1,50	-1,67	-1,92	-2,03
-0,13	-0,37	-0,61	-0,74	-0,88	-1,21	-1,47	-1,62	-1,83	-1,92
-0,15	-0,39	-0,62	-0,75	-0,88	-1,21	-1,44	-1,57	-1,76	-1,82
-0,19	-0,42	-0,64	-0,76	-0,89	-1,19	-1,41	-1,53	-1,69	-1,74
-0,22	-0,44	-0,65	-0,77	-0,90	-1,18	-1,39	-1,49	-1,63	-1,68
-0,24	-0,46	-0,67	-0,78	-0,90	-1,18	-1,37	-1,46	-1,59	-1,63
-0,27	-0,48	0,68	-0,78	-0,90	-1,17	-1,34	-1,43	-1,55	-1,59
-0,29	-0,49	-0,69	-0,79	-0,91	-1,17	-1,32	-1,41	-1,52	-1,55

грихих забезпеченості

 $C_v = 1$ на експрес

50	60	70	75	80	90	95	97	99	99,5
0,00	-0,060	-0,110	-0,115	-0,125	-0,100	-0,025	+0,050	+0,230	+0,370
0,00	-0,025	-0,50	-0,060	-0,065	-0,060	-0,010	+0,025	+0,135	+0,230
0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
0,00	+0,025	+0,045	+0,055	+0,065	+0,060	+0,020	-0,040	-0,240	-0,340
0,00	+0,050	+0,085	+0,110	+0,115	+0,140	+0,050	-0,150	-0,450	-0,590

ЛІТЕРАТУРА

1. Проф. А. В. Огієвський, Гідрологія (басейнів суходолу), ОНТВУВ-во „Вугілля руда“, 1933.
2. Проф. А. В. Огієвський, Режим стока верхнего и среднего Днепра, изд. 1. НИВХ УССР и Днепростроя, Киев, 1932.
3. Проф. А. В. Огієвський, Главнейшие факторы годового и помесячного стока р. Днепра у г. Киева, „Вісті НДІВГУ“, т. V, ч. 1, Київ, 1932.
4. Інж. Д. Л. Соколовский, Применение кривых распределения к установлению вероятных колебаний годового стока рек Европы, части СССР, Ленинград, „Материалы по гидрологии, гидрографии и водным силам СССР“, вып. III, 1929 г.
5. Инж. Д. Л. Соколовский, Применение кривых вероятностей к расчетам годового и максимального стока, „Мат. по гидрол. и водным силам СССР“, вып. XXIII, 1935.
6. С. Н. Крицкий и М. Ф. Менкель, Расчеты речного стока, ОНТИ, Госстройиздат, 1934.
7. А. Я. Боярский, В. Н. Старовский, В. И. Хотимский, Б. Т. Ястремский, Теория математической статистики. Под ред. проф. Б. С. Ястремского и В. И. Хотимского, М.—Л., 1931.
8. Проф. В. В. Голубев, Элементы математической статистики в приложении к лесному делу, 1927.
9. С. Н. Берштейн, Теорія ймовірностей, Харків, 1934.
10. Л. К. Лахтин, Курс теории вероятностей, изд. ГИЗ, М., 1924.
11. Л. К. Лахтин, Кривые распределения, ГИЗ, 1922.
12. В. Кригер и Дж. Джестин, Гидроэлектрический справочник, т. I, Энергоиздат, 1934.
13. Кочерин, Вопросы инженерной гидрологии, 1932.
14. М. Э. Шевелев, Коэффициент вариации годового речного стока, как функция некоторых климатических и гидрологических параметров, Гидротехническое строительство 1934, № 6.
15. М. В. Потапов, О непосредственном построении интегральных кривых распределения, „Труды 1-го всесоюзного съезда НИТО гидравликов и гидротехников“, М.-Л., 1934, сс. 56—59.
16. H. Alden Foster, Theoretical Frequency Curves and their Application to Engineering Problems, „Proceedings Am. Soc. Civ. Eng.“, May, 1923.
17. Allen Hazen, Storage to be Provided in Impounding Reservoirs for Municipal Water supply, „Transactions Am. Soc. Civ. Eng.“, 1917.
18. L. Standish Hall, The Probable Variations in Early Run off as determined from a Study of California Streams, „Transactions Am. Soc. Civ. Eng.“, 1921.
19. A. de Tisher, The mathematical Theory of Probabilities, ch. XIII и XVI.
20. Charlier, Grundzüge der Mathematischen Statistik.

Инж. М. В. Мялковский

К вопросу о применении в гидрологии кривой распределения Шарлье

Резюме

В практике инженерно-гидрологических исследований для установления вероятных отклонений годового и максимального стока от нормы применяют статистические кривые распределения, в частности — тип III кривой Пирсона. Известно, что кривые Пирсона вообще, в том числе и применяемый тип III, являются чисто формальными, недостаточно гибкими и в силу этого имеют ряд недостатков.

Как основной недостаток типа III кривой распределения Пирсона, нужно считать, что этот тип далеко не во всех случаях соответствует фактическому распределению модульных коэффициентов годового стока. Выполненные автором исследования в этом направлении в настоящей работе целиком это подтверждают.

Имея в виду отмеченные недостатки типа III кривой Пирсона, автор в порядке постановки выдвигает вопрос о применении в гидрологических исследованиях кривой распределения Шарлье, которая, как более



Ціна 10 крб.

ПРИЙМАННЯ ЗАМОВЛЕНЬ ТА ПЕРЕДПЛАТИ

на всі видання Української Академії Наук провадиться в секторі
поширення Видавництва Української Академії Наук
Київ, вул. Чудновського, 2

ПРОДАЖ ВИДАНЬ

у науковій книгарні Української Академії Наук — Київ, вул. Леніна, 12
і по всіх книгарнях Книгокультторгу, Книгоцентру ОГІЗа
та Книгозбуту ОНТІ
