

**МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
ОДЕСЬКИЙ ДЕРЖАВНИЙ ЕКОЛОГІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ**

**ЗБІРНИК МЕТОДИЧНИХ ВКАЗІВОК
ДО ПРАКТИЧНИХ ЗАНЯТЬ
З ДИСЦИПЛІНИ "РОЗРАХУНОК РІЧКОВОГО СТОКУ"
ДЛЯ СТУДЕНТІВ ІV КУРСУ
НАПРЯМ ПІДГОТОВКИ "ЕКОЛОГІЯ"
СПЕЦІАЛЬНІСТЬ "ЕКОЛОГІЯ ТА ОХОРОНА НАВКОЛИШНЬОГО
СЕРЕДОВИЩА"
СПЕЦІАЛІЗАЦІЯ "ГІДРОЕКОЛОГІЯ"**

**"Затверджено"
на засіданні методичної комісії
гідрометеорологічного інституту
протокол № __ від .06.2009р.**

Одеса – 2009

**МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
ОДЕСЬКИЙ ДЕРЖАВНИЙ ЕКОЛОГІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ**

**ЗБІРНИК МЕТОДИЧНИХ ВКАЗІВОК
ДО ПРАКТИЧНИХ ЗАНЯТЬ
З ДИСЦИПЛІНИ "РОЗРАХУНОК РІЧКОВОГО СТОКУ"
ДЛЯ СТУДЕНТІВ ІV КУРСУ
НАПРЯМ ПІДГОТОВКИ "ЕКОЛОГІЯ"
СПЕЦІАЛЬНІСТЬ "ЕКОЛОГІЯ ТА ОХОРОНА НАВКОЛИШНЬОГО
СЕРЕДОВИЩА"
СПЕЦІАЛІЗАЦІЯ "ГІДРОЕКОЛОГІЯ"**

"Затверджено"

на засіданні методичної комісії
гідрометеорологічного інституту
протокол № 10 від 22.06. 2009 р.

Голова комісії _____ Єхніч М.П.

"Затверджено"

на засіданні кафедри гідрології суші
протокол № 12 від 4.06. 2009 р.

зав. кафедрою _____ Гопченко Є.Д.

ОДЕСА – 2009

**МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
ОДЕСЬКИЙ ДЕРЖАВНИЙ ЕКОЛОГІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ**

**ЗБІРНИК
МЕТОДИЧНИХ ВКАЗІВОК
ДО ПРАКТИЧНИХ ЗАНЯТЬ
З ДИСЦИПЛІНИ
”РОЗРАХУНОК РІЧКОВОГО СТОКУ ”**

Одеса – 2009

Збірник методичних вказівок до практичних занять з дисципліни “Розрахунок річкового стоку”. /Гопченко Є.Д., Бурлуцька М.Е.- Одеса, ОДЕКУ, 2009. – 49 с.

Методичні вказівки призначені для студентів IV курсу природоохоронного факультету денної форми навчання за спеціальністю “Екологія та охорона навколишнього середовища”.

ЗМІСТ

	Загальні положення.....	4
1	Статистичні методи дослідження стоку.....	5
	1.1 Розрахунки статистичних параметрів стоку за методом моментів.....	6
	1.2 Розрахунки статистичних параметрів стоку за методом найбільшої правдоподібності.....	7
	1.3 Розрахунки статистичних параметрів стоку за графо-аналітичним методом Г.О.Алексеева.....	8
	1.4 Точність визначення параметрів статистичного розподілу.....	9
2	Норма річного стоку.....	21
	2.1 Обчислення норми річного стоку за наявності тривалих рядів спостережень.....	21
	2.2 Згладжування хронологічних рядів методом ковзного осереднення.....	22
	2.3 Метод різницевих інтегральних кривих.....	28
	2.4 Визначення норми річного стоку за відсутності гідрометричних вимірювань.....	30
3	Внутрішньорічний розподіл стоку.....	36
	3.1 Розрахунок сезонного внутрішньорічного розподілу стоку.....	37
	3.2 Приклад розрахунку.....	38
	Перелік джерел.....	46
	Додаток.....	47

ЗАГАЛЬНІ ПОЛОЖЕННЯ

Мета роботи – студенти повинні отримати вміння та знання, які стосуються статистичної обробки часових рядів, розрахунку характеристик гідрологічного режиму річок, зокрема, норми річного стоку і його внутрішньорічного розподілу.

Завдання методичних вказівок полягає у набутті студентами практичних навичок при розрахунках статистичних параметрів стокових рядів, визначенні норм річного стоку при наявності та відсутності спостережень, умінні здійснити аналіз типового внутрішньорічного розподілу стоку по моделях характерних років.

Студенти повинні **знати**:

- методи розрахунку статистичних параметрів стоку та точність їх оцінок;
- методичні підходи до визначення характеристик різної ймовірності перевищення;
- основні методи до розрахунків річного стоку при наявності та відсутності спостережень;
- в чому полягає сутність типового розподілу річного стоку.

Вміти:

- розраховувати статистичні параметри стоку за методами моментів, найбільшої правдоподібності, графо-аналітичним;
- оцінювати точність розрахунку статистичних параметрів;
- будувати емпіричну криву забезпеченостей;
- виконувати розрахунки характеристик стоку при наявності, недостатності та відсутності вихідної інформації, у тому числі: здійснити згладжування хронологічних рядів річного стоку та розрахувати ординати інтегральних різницевих кривих річного стоку.

Методи математичної статистики, нарівні з географічними підходами дають змогу урахувати за допомогою сумарних параметрів і коефіцієнтів як вплив географічного середовища (у якому відбуваються гідрологічні процеси), так і стохастичний характер більшості гідрологічних залежностей, котрі підкоряються ймовірнісним законам розподілу.

Принципове обґрунтування можливості використання статистичних методів до розрахунків стоку полягає у відомій центральній граничній теоремі теорії ймовірностей.

Для опису розподілу випадкових величин у гідрології найбільше поширення отримали криві нормального, біноміального, логарифмічно-нормального та трипараметричного гама-розподілу. При їх застосуванні

необхідно знати відповідні статистичні параметри, що їх описують (середнє ряду, коефіцієнти варіації, асиметрії, а інколи й ексцес).

Серед характеристик гідрологічного режиму річок особливе місце належить нормі річного стоку, яка є середнім значенням річного стоку за достатньо тривалий період часу за незмінних фізико-географічних умов на басейні.

Як результуючий елемент водного балансу, норма стоку за даних кліматичних умов і рівня господарської діяльності людини є стійкою гідрокліматичною характеристикою або свого роду гідрологічним репером для отримання інших категорій стоку, зокрема, сезонного та місячного. Виражається вона у вигляді: середньорічної витрати води (\bar{Q} , м³/с), середньорічного модуля стоку (\bar{q} , л/с·км²), річного об'єму стоку (W , м³ або км³), середньорічного шару стоку (\bar{Y} , мм).

Встановити закономірності внутрішньорічного розподілу стоку дуже важливо як з практичної точки зору, так і при визначенні розподілу стоку по окремих періодах для невивчених річок, а також при вивченні водного режиму водних об'єктів. При цьому за призначенням розрізняють типове (найбільш ймовірне) розподілення річного стоку по сезонах, декадах, місяцях і розрахункове, при якому визначається ймовірність року, лімітуючих періодів і сезонів.

1. СТАТИСТИЧНІ МЕТОДИ ДОСЛІДЖЕННЯ СТОКУ

Статистичні методи широко використовуються в гідрології, особливо під час розрахунків різних характеристик річкового стоку (річного, максимального, мінімального, внутрішньорічного розподілу та ін.).

Принципове застосування статистичних методів, зокрема в гідрології, ґрунтоване на так званих граничних теоремах теорії ймовірностей. Першу групу математичних теорем у теорії ймовірностей взагалі зв'язують з законом великих чисел.

Друга група теорем перебуває у межах законів розподілу. Відносно “центральної граничної теореми” розподіл суми достатньо великого числа незалежних випадкових величин наближується до нормального закону. Гідрологічні явища здебільшого відповідають цим схемам, тобто можуть розглядатися як обумовлені випадковими подіями.

Дійсно, річковий стік є результатом взаємодії великої кількості різних стокоформуєчих факторів, але ступінь впливу кожного з них на формування явища, що розглядається, не можна враховувати у повній мірі, окрім того, деякі фактори можуть бути пов'язані один з одним. У зв'язку з цим ряди стоку мають свої особливості, що відрізняє їх від багатьох сукупностей випадкових гідрометеорологічних величин.

У розпорядженні спеціаліста-гідролога найчастіше є обмежена вихідна інформація: тривалість спостережень за стоком, як правило, не перевищує 30-40 років, а тому під час гідрологічних розрахунків практично не використовуються згруповані ряди.

Ряди стокових величин характеризуються позитивною асиметрією, тобто переважають додатні відхилення від центру розподілу, на відміну від нормально-розподіленої випадкової величини, де асиметрія дорівнює нулю.

1.1 Розрахунки статистичних параметрів за методом моментів

Для оцінки параметрів розподілу за методом моментів використовуються наступні формули:

- емпіричне математичне сподівання (середнє арифметичне значення) випадкової величини:

$$m_x = \bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}; \quad (1.1)$$

- дисперсія:

$$D_x = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}; \quad (1.2)$$

- середнє квадратичне або стандартне відхилення:

$$\sigma_x = \sqrt{D_x} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}}; \quad (1.3)$$

- нормований стандарт відхилення або коефіцієнт варіації:

$$C_v = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (k_i - 1)^2}{n-1}}; \quad (1.4)$$

- коефіцієнт асиметрії:

$$C_s = \frac{\sum_{i=1}^n (k_i - 1)^3}{C_v^3} \cdot \frac{n}{(n-1)(n-2)}; \quad (1.5)$$

де $k_i = \frac{x_i}{\bar{x}}$ - модульний коефіцієнт.

1.2 Розрахунки статистичних параметрів стоку за методом найбільшої правдоподібності

Сутність метода максимальної правдоподібності полягає у тому, що за оцінку невідомого параметра a вибирається таке його значення, яке максимізує функцію правдоподібності. Це значення є функцією x_1, x_2, \dots, x_n і називається оцінкою найбільшої правдоподібності.

Згідно з правилами диференціального числення, для того щоб знайти оцінку найбільшої правдоподібності, необхідно вирішити рівняння:

$$\frac{\partial L}{\partial a} = 0 \quad (1.6)$$

З метою спрощення розрахунків функції правдоподібності її логарифмують і розглядають у вигляді рівняння:

$$\frac{1}{L} \cdot \frac{\partial L}{\partial a} = \frac{\partial \ln L}{\partial a} = 0 \quad (1.7)$$

Таким чином, якщо для деякого параметра існує його ефективна оцінка, то вона є єдиним в цьому випадку вирішенням рівняння (1.7.).

У гідрологічну практику цей метод привнесли С.М. Крицький та М.Ф. Менкель. Розрахунок статистичних параметрів методом найбільшої правдоподібності, порівняно з методом моментів, є більш складний. Тому в цілях спрощення загальної схеми Є.Г. Болохінов пропонує спочатку визначити статистики:

$$\lambda_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i; \quad (1.8)$$

$$\lambda_2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \lg k_i; \quad (1.9)$$

$$\lambda_3 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n k_i \lg k_i \quad (1.10)$$

Як видно з рівняння (1.8), статистика λ_1 повністю збігається з середнім арифметичним значенням \bar{x} у методі моментів. Коефіцієнти варіації C_V та асиметрії C_S встановлюються за допомогою спеціальних номограм, наведених у СНіП 2.01.14-83.

Метод найбільшої правдоподібності рекомендується для визначення статистичних параметрів, коли використовують криву трипараметричного гама-розподілу.

При $C_V < 0,5$ методи найбільшої правдоподібності та моментів практично дають однакові результати.

1.3 Розрахунки статистичних параметрів стоку за графо-аналітичним методом Г.О. Алексєєва

Велике поширення для визначення статистичних параметрів розподілу отримав метод квантелів запропонований Г.О. Алексєєвим.

Метод заснований на визначенні параметрів кривих розподілу на основі згладженої емпіричної кривої забезпеченості.

Для побудови емпіричної кривої забезпеченості вихідний ряд тієї чи іншої характеристики ранжируються у порядку убутання ознаки розподілу. Для кожної величини ознаки розподілу (витрат води, модулів стоку, шарів стоку) обчислюється емпірична забезпеченість P_m (%) за формулою:

$$P_m = \frac{m}{n+1} 100,$$

де m – порядковий номер в убутуючому ряді;

n – період спостережень (років).

Використовуючи дані стовпчика убутуючих величин ознаки розподілу і відповідні їм забезпеченості P_m , будуються емпіричні криві забезпеченості $x_i = f(P_m, \%)$. Стокові ряди, звичайно, відрізняються значною асиметрією, а тому будуються на спеціальному клітинному папері ймовірностей (з помірною асиметрією).

Власне кажучи, метод квантелів полягає в тому, що, знаючи три ординати (наприклад, $x_{5\%}$, $x_{50\%}$ та $x_{95\%}$) кривої забезпеченості, можна визначити середнє, коефіцієнти варіації і асиметрії.

Спочатку розраховується коефіцієнт скошеності S , який дорівнює:

$$S = \frac{x_5 + x_{95} - 2x_{50}}{x_5 - x_{95}}, \quad (1.11)$$

де x_5 , x_{50} , x_{95} – квантелі емпіричної кривої забезпеченості $P=5$, 50 та 95 %.

З таблиці $C_s=f(S)$, розробленої для біноміального закону розподілу (табл.1.1), визначається коефіцієнт асиметрії C_s , бо між S і C_s існує функціональний зв'язок.

Визначення середньоквадратичного відхилення σ_x здійснюється за виразом:

$$\sigma_x = (x_{5\%} - x_{95\%}) / (t_{5\%} - t_{95\%}), \quad (1.12)$$

де $t_{5\%}$, $t_{95\%}$ - нормовані ординати кривої біноміального розподілу.

Середнє значення випадкової величини \bar{x} обчислюють за рівнянням:

$$\bar{x} = x_{50\%} - \sigma_x t_{50\%}, \quad (1.13)$$

де $t_{50\%}$ - ордината нормованої кривої біноміального розподілу, відповідна забезпеченості $P = 50\%$; як і ординати $t_{5\%}$ та $t_{95\%}$, вона наведена у табл.1.1.

Використовуючи (1.12.) та (1.13.), визначається C_v :

$$C_v = \sigma_x / \bar{x} \quad (1.14)$$

Емпіричні криві забезпеченості, особливо при їх асиметричності, будуються на клітинах ймовірності з помірною асиметричністю.

Цей метод досить простий у використанні, а за точністю не поступається іншим.

1.4 Точність визначення параметрів статистичного розподілу

Оскільки матеріали вимірювань стоку завжди обмежені, а згідно з теоремами граничного розподілу для знаходження параметрів необхідні довгі сукупності, то в практичних розрахунках обчислюють не самі параметри, а їх приблизні значення. З цього виходить, що чим більша довжина вибірок, тим більше наближення оцінок розподілу до їх шуканих параметрів.

Мірою точності є середня квадратична похибка. За відсутності внутрішньорядного зв'язку відносна середня квадратична похибка обчислення n -річних середніх стокових рядів $\sigma_{\bar{x}}$ (%) може бути обчислена за формулою:

$$\sigma_{\bar{x}} = 100C_v / \sqrt{n} \quad (1.15)$$

Із (1.15) видно, що похибка прямопропорційна коефіцієнту C_v та зворотна - числу членів вибірки n . Більшість значень гідрологічних величин розраховується з похибкою 10 %, що при коефіцієнтах $C_v = 0.2-0.1$ для обчислення середнього потребує рядів довжиною більше 20 років.

Таблиця 1.1 - Значення коефіцієнта асиметрії C_s та скошеності S кривої розподілу Пірсона III

C_s	$\frac{k_p - 1}{C_v}$						$t_5 - t_{95}$	S
	t_1	t_2	t_5	t_{10}	t_{50}	t_{95}		
0.0	2.33	2.02	1.64	1.28	0.00	-1.64	3.28	0.00
0.1	2.40	2.11	1.67	1.29	-0.02	-1.61	3.28	0.03
0.2	2.47	2.16	1.70	1.30	-0.03	-1.58	3.28	0.06
0.3	2.54	2.21	1.72	1.31	-0.05	-1.52	3.27	0.09
0.4	2.61	2.26	1.75	1.32	-0.07	-1.52	3.27	0.11
0.5	2.68	2.31	1.77	1.32	-0.08	-1.49	3.26	0.16
0.6	2.75	2.35	1.80	1.33	-0.10	-1.45	3.25	0.17
0.7	2.82	2.40	1.82	1.33	-0.12	-1.42	3.24	0.20
0.8	2.89	2.45	1.84	1.34	-0.13	-1.38	3.22	0.22
0.9	2.96	2.50	1.86	1.34	-0.15	-1.35	3.21	0.25
1.0	3.02	2.54	1.88	1.34	-0.16	-1.32	3.20	0.28
1.1	3.09	2.58	1.89	1.34	-0.18	-1.28	3.17	0.31
1.2	3.15	2.62	1.92	1.34	-0.19	-1.24	3.16	0.34
1.3	3.21	2.57	1.94	1.34	-0.21	-1.20	3.14	0.37
1.4	3.27	2.71	1.95	1.34	-0.22	-1.17	3.12	0.39
1.5	3.33	2.74	1.96	1.33	-0.24	-1.13	3.09	0.42
1.6	3.39	2.78	1.97	1.33	-0.25	-1.10	3.07	0.45
1.7	3.44	2.82	1.98	1.32	-0.27	-1.06	3.04	0.49
1.8	3.50	2.85	1.99	1.32	-0.28	-1.02	3.01	0.51
1.9	3.55	2.88	2.00	1.31	-0.29	-0.98	2.98	0.54
2.0	3.60	2.91	2.00	1.30	-0.31	-0.95	2.95	0.57
2.1	3.65	2.94	2.01	1.29	-0.32	-0.91	2.92	0.59
2.2	3.68	2.95	2.02	1.27	-0.33	-0.88	2.90	0.63
2.3	3.73	2.98	2.01	1.26	-0.34	-0.85	2.86	0.64
2.4	3.78	3.02	2.00	1.25	-0.35	-0.82	2.82	0.68
2.5	3.82	3.05	2.00	1.23	-0.36	-0.79	2.79	0.69
2.6	3.85	3.05	2.00	1.21	-0.37	-0.76	2.76	0.72
2.7	3.92	3.10	2.00	1.19	-0.38	-0.74	2.74	0.74

Продовження табл.1.1

C_s	$\frac{k_p - 1}{C_v}$						$t_5 - t_{95}$	S
	t_1	t_2	t_5	t_{10}	t_{50}	t_{95}		
2.8	3.96	3.12	2.00	1.18	-0.39	-0.71	2.71	0.76
2.9	4.01	3.12	1.99	1.15	-0.39	-0.69	2.68	0.78
3.0	4.05	3.14	1.97	1.13	-0.40	-0.66	2.63	0.80
3.1	4.09	3.14	1.97	1.11	-0.40	-0.64	2.62	0.81
3.2	4.11	3.14	1.96	1.09	-0.41	-0.62	2.59	0.83
3.3	4.15	3.14	1.95	1.08	-0.41	-0.60	2.56	0.85
3.4	4.18	3.15	1.94	1.08	-0.41	-0.59	2.53	0.86
3.5	4.21	3.16	1.93	1.04	-0.41	-0.57	2.50	0.87
3.6	4.24	3.17	1.93	1.03	-0.42	-0.56	2.48	0.89
3.7	4.26	3.18	1.91	1.01	-0.42	-0.54	2.45	0.90
3.8	4.29	3.18	1.90	1.00	-0.42	-0.53	2.43	0.91
3.9	4.32	•3.20	1.90	0.98	-0.41	-0.51	2.41	0.92
4.0	4.34	3.20	1.90	0.96	-0.41	-0.50	2.40	0.92
4.1	4.36	3.22	1.89	0.95	-0.41	-0.49	2.38	0.93
4.2	4.39	3.21	1.88	0.93	-0.41	-0.48	2.36	0.94
4.6	4.46	3.27	1.84	0.87	-0.40	-0.44	2.28	0.97
4.7	4.49	3.28	1.83	0.85	-0.40	-0.43	2.26	0.97
4.8	4.50	3.29	1.81	0.82	-0.39	-0.42	2.23	0.98
4.9	4.51	3.30	1.80	0.80	-0.39	-0.41	2.21	0.98
5.0	4.54	3.32	1.78	0.78	-0.38	-0.40	2.18	0.98
5.1	4.57	3.32	1.76	0.76	-0.38	-0.39	2.15	0.98
5.2	4.59	3.33	1.74	0.73	-0.37	-0.38	2.15	0.98

Стандартні похибки коефіцієнтів варіації σ_{C_v} (%), обчислених методом моментів, розраховуються за формулою:

$$\sigma_{C_v} = \sqrt{(1 + C_v^2)/2n} \cdot 100 \quad (1.16)$$

Якщо коефіцієнт варіації встановлений за допомогою методу найбільшої правдоподібності, то:

$$\sigma_{C_v} = \sqrt{3/[2n(3 + C_v^2)]} \cdot 100 \quad (1.17)$$

Під час гідрологічних розрахунків значення коефіцієнтів варіації має визначатися з похибкою до 15 %. Якщо виходити зі значень $C_v=0.2\dots 1.0$, то для цього потрібно мати ряди довжиною 25-45 років (в разі використання методу моментів) або 17-22 (за методом найбільшої правдоподібності).

Відносна середня квадратична похибка коефіцієнта асиметрії σ_{C_s} (%) визначається за теоретичною формулою С.М.Крицького та М.Ф.Менкеля:

$$\sigma_{C_s} = \sqrt{\frac{6}{n}(1 + 6C_v^2 + 5C_v^4)} \cdot 100 \quad (1.18)$$

Приклади розрахунку

1. Розрахувати статистичні параметри річного стоку з водозбору р.Угра – с. Товарково за період з 1931 по 1975 рр., використовуючи метод моментів.

Вихідні дані та результати розрахунку оформляються у табличній формі (табл.1.2):

Таблиця 1.2 – Розрахунок статистичних параметрів стоку за методом моментів. (р.Угра – с.Товарково; 1931 – 1975 рр.)

№ n/n	Рік	$Q_i, \text{ м}^3/\text{с}$	$k_i = Q_i / \bar{Q}$	$k_i - 1$	$(k_i - 1)^2$	$(k_i - 1)^3$
1	2	3	4	5	6	7
1	1931	116	1.37	0.37	0.1380	0.0513
2	1932	87.3	1.03	0.03	0.0010	0.0000
3	1934	90.9	1.07	0.07	0.0056	0.0004
...
42	1975	56.3	0.67	-0.33	0.1118	-0.0374
		$\Sigma=3552.2$	$\Sigma= 42$	$\Sigma= 0$	$\Sigma=2,9076$	$\Sigma= 0.76$

Розрахунок проводиться у такий послідовності:

1) середня арифметична величина \bar{Q} обчислюється за виразом (1.1)

$$\bar{Q} = \frac{\sum_{i=1}^n Q_i}{n} = \frac{3552.2}{42} = 84.6 \text{ м}^3/\text{с};$$

2) коефіцієнт варіації C_v розраховується за формулою (1.4):

$$C_v = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (k_i - 1)^2}{n - 1}} = \sqrt{\frac{2.9076}{41}} = 0.27;$$

3) коефіцієнт асиметрії C_s розраховується за формулою (1.5):

$$C_s = \frac{\sum_{i=1}^n (k_i - 1)^3}{C_v^3} \cdot \frac{n}{(n - 1)(n - 2)} = \frac{0.76 \cdot 42}{0.27^3 \cdot 41 \cdot 40} = \frac{31.92}{32.8} = 0.97;$$

4) Середня квадратична похибка $\sigma_{\bar{Q}}$ (у %) визначається за виразом (1.15):

$$\sigma_{\bar{Q}} = \frac{C_v}{\sqrt{n}} \cdot 100 = \frac{0.27}{6.48} \cdot 100 = 4.2\%;$$

5) Стандартна похибка коефіцієнта варіації C_v (у %) обчислюється за формулою (1.16):

$$\sigma_{C_v} = \sqrt{\frac{1 + C_v^2}{2n}} \cdot 100 = \sqrt{\frac{1.05}{84}} \cdot 100 = 11.3\%;$$

6) Стандартна похибка коефіцієнта асиметрії C_s (у %) обчислюється за виразом (1.18)

$$\begin{aligned} \sigma_{C_s} &= \sqrt{\frac{6}{n} (1 + 6C_v^2 + 5C_v^4)} \cdot 100 = \sqrt{0.14(1 + 0.44 + 0.027)} \cdot 100 = \\ &= \sqrt{0.14 \cdot 1.47} \cdot 100 = 45.4 \end{aligned}$$

2. Розрахувати статистичні параметри річного стоку за методом найбільшої правдоподібності (р. Угра – с. Товарково; 1931 – 1975 рр.).

Вихідні дані та результати обчислень оформлюються у табличній формі (табл.1.3).

Для визначення статистик λ_2, λ_3 використовуються формули (1.9) і (1.10).

Вище визначалось, що λ_2, λ_3 функціонально зв'язані з коефіцієнтом варіації C_v та співвідношенням C_s/C_v . Використовуючи дані табл.1.3, розраховуємо спочатку λ_2 :

$$\lambda_2 = \frac{\sum_{i=1}^n \lg k_i}{n-1} = \frac{-0.4}{41} = -0.0098,$$

а потім

$$\lambda_3 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n k_i \lg k_i = \frac{0.96}{41} = 0.0234$$

Таблиця 1.3 – Розрахунок статистичних параметрів стоку за методом найбільшої правдоподібності. (р.Угра – с.Товарково; 1931 – 1975 рр.)

№ n/n	Рік	$Q_i, \text{м}^3/\text{с}$	k_i	$\lg k_i$	$k_i \lg k_i$
1	2	3	4	5	6
1	1931	116	1.37	0.1367	0.1873
2	1932	87.3	1.03	0.0128	0.0132
...
42	75	56.3	0.67	-0.1739	-0.1165
		$\Sigma=3552.2$	$\Sigma=42$	$\Sigma=-0.4$	$\Sigma=0.96$

За номограмами, наведеними у [4] знаходяться C_V та співвідношення C_S/C_V . При $\lambda_2=-0.0098$ і $\lambda_3=0.0234$ відповідні параметри C_V і C_S/C_V дорівнюють: $C_V=0,26$; $C_S/C_V=4.0$.

Середня квадратична похибка $\sigma_{\bar{Q}}$, розрахована за формулою (1.15), становить

$$\sigma_{\bar{Q}} = \frac{100C_V}{\sqrt{n}} = \frac{26}{6.48} = 4.0 \text{ \%}.$$

Середня квадратична похибка обчислення C_V (у %) розраховується за формулою (1.17) і дорівнює:

$$\sigma_{C_V} = \sqrt{3/[2n(3 + C_V^2)]} \cdot 100 = \sqrt{3/258} \cdot 100 = 10.8$$

Середньоквадратична похибка σ_{C_S} розраховується за формулою (1.18):

$$\sigma_{C_S} = \sqrt{\frac{6}{n} (1 + 6C_V^2 + 5C_V^4)} \cdot 100 = \sqrt{\frac{6}{42} (1 + 0.41 + 0.023)} \cdot 100 = 45.3$$

3. Визначити статистичні параметри річного стоку графо-аналітичним методом Г.О. Алексєєва (р.Угра-с.Товарково; 1931-1975рр.).

Вихідні матеріали для побудови емпіричної кривої забезпеченості $Q_i = f(P_m)$ наведені у табл.1.4.

Порядок виконання роботи:

1) На клітчатку ймовірностей наносяться величини стоку відповідної забезпеченості (графи 4 та 5 у табл.1.4).

2) По емпіричних точках проводиться згладжена крива забезпеченості $Q_i = f(P_m)$, яка наводиться на рис.1.1.

3) З кривої (рис.1.1) знімаються три характерні ординати: Q_5 , Q_{50} , Q_{95} .

4) За виразом (1.11) обчислюється коефіцієнт скошеності S .

5) Значення C_S знаходимо з табл. 1.1, відповідно з S .

Таблиця 1.4 – Розрахунки ординат емпіричної кривої забезпеченості річного стоку (р. Угра – с Товарково; 1931-1975рр.)

№ n/n	Рік	Q , м ³ /с	$\downarrow Q$, м ³ /с	$P_m = (m/n+1) \cdot 100$
1	2	3	4	5
1	1931	116	143	2.3
2	1932	57.3	141	4.7
3	1934	90.3	140	7,0
...
42	1975	56.3	43.6	97.7

Характерні ординати для (витрат вод) для $P=5$, 50 і 95 % становлять: $Q_{5\%}=126$ м³/с; $Q_{50\%}=81.0$ м³/с; $Q_{95\%}=52.3$ м³/с.

Коефіцієнт скошеності S , розрахований за виразом (1.11) дорівнює:

$$S = \frac{126 + 52.3 - 2 \cdot 81.0}{126 - 52.3} = \frac{16.3}{73.7} = 0.22$$

Значення коефіцієнта асиметрії C_S за допоміжною табл.1.1, в залежності від $S=0.22$, дорівнює:

$$C_S = \varphi(S) = 0.8$$

Статистичні параметри σ_Q , \bar{Q} , C_v обчислюються за формулами (1.12), (1.13) та (1.14):

- середньоквадратичне відхилення

$$\sigma_Q = \frac{Q_5 - Q_{95}}{t_5 - t_{95}} = \frac{126 - 52.3}{3.22} = 22.9 \text{ м}^3/\text{с},$$

де t_5, t_{95} - нормовані відхилення ординат біноміальної кривої від середини при $P=5$ і 95 %; різниця $t_5 - t_{95}$ визначається по S з тієї ж табл.1.1 і для нашого прикладу при $S=0.22$ дорівнює 3.22;

- середньоарифметичне значення

$$\bar{Q} = Q_{50} - \sigma_Q t_{50} = 81.0 - 22.9(-0.13) = 84.0 \text{ м}^3/\text{с},$$

де t_{50} - нормоване відхилення ординат біноміальної кривої при $P=50\%$; визначається за табл.1.1 і для прикладу, що розглядається, $t_{50}=-0.18$;

- коефіцієнт варіації

$$C_v = \frac{\sigma_Q}{\bar{Q}} = \frac{22.9}{84.0} = 0.27$$

Оскільки графо-аналітичний метод розглядається як різновидність методу моментів, то середньоквадратичні похибки $\sigma_{\bar{Q}}, \sigma_{C_v}, \sigma_{C_s}$ будуть визначатись за тими ж формулами, що й у попередньому випадку, тобто (1.15), (1.16), (1.18), причому

$$\sigma_{\bar{Q}} = 100C_v / \sqrt{n} = \frac{0.27 \cdot 100}{\sqrt{42}} = \frac{27}{6.48} = 4.2 \text{ \%};$$

$$\sigma_{C_v} = \sqrt{\left(1 + C_v^2\right) / 2n} \cdot 100 = \sqrt{\frac{1.07}{2 \cdot 42}} \cdot 100 = 11.3 \text{ \%};$$

$$\sigma_{C_s} = \sqrt{\frac{6}{n} \left(1 + 6C_v^2 + 5C_v^4\right)} \cdot 100 = \sqrt{\frac{6}{42} (1 + 0.44 + 0.027)} \cdot 100 = 45.4 \text{ \%}$$

Аналіз отриманих результатів полягає у порівнянні статистичних параметрів, розрахованих різними методами (табл.1.5).

Таблиця 1.5 – Статистичні параметри часового ряду річного стоку р. Угра-с.Топорково

Метод розрахунку параметрів	Статистичні параметри і похибки					
	\bar{Q} , м ³ /с	C_v	C_s	$\sigma_{\bar{Q}}$	σ_{C_v}	σ_{C_s}
<i>l</i>	2	3	4	5	6	7
Моментів	84.6	0.27	0.97	4.2	11.3	45.4
Найбільшої правдоподібності	84.6	0.26	1.0	4.0	10.8	45.3
Графо-аналітичний	84.0	0.27	0.8	4.2	11.3	45.4

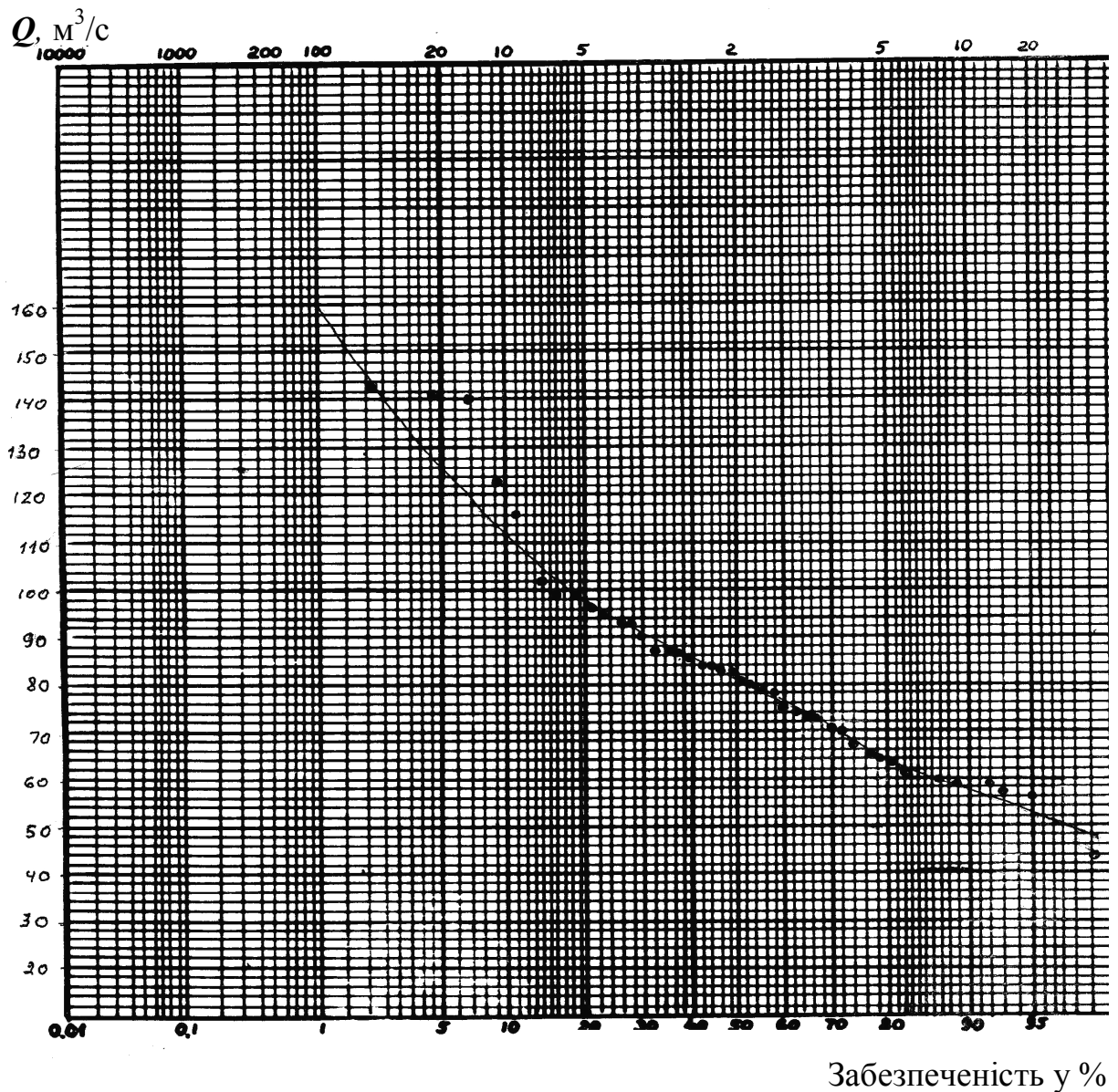


Рисунок 1.1 – Крива забезпеченості річного стоку р. Угра-с.Товарково

Аналіз табл.1.5 свідчить про те, що за усіма методами середні значення \bar{Q} майже не відрізняються (знаходяться у межах до 1 %). На перший погляд, невеликі розбіжності й у коефіцієнтах варіації C_v . Відносно методу моментів різниця буде складати понад 0.4 %.

Середньоквадратичні похибки середніх, тобто $\sigma_{\bar{Q}}$ майже співпадають і взагалі менше 5 %.

Середні квадратичні похибки C_v знаходяться у межах 10.8 (метод найбільшої правдоподібності) до 11.3 % (метод моментів і графо-аналітичний). Від методу розрахунку статистичного параметра C_s похибка σ_{C_s} також майже не залежить і коливається у межах 45.3-45.4 %.

4. Розрахувати по р.Угра-с.Товарково витрати води різної ймовірності перевищення.

Вихідні дані: Статистичні параметри, розраховані раніше для р.Угра-с.Товарково різними методами: моментів ($\bar{Q}=84.6 \text{ м}^3/\text{с}$; $C_v=0.27$; $C_s=0.97$), найбільшої правдоподібності ($\bar{Q}=84.6 \text{ м}^3/\text{с}$; $C_v=0.26$; $C_s/C_v=4.0$), графо-аналітичним - ($\bar{Q}=84.0 \text{ м}^3/\text{с}$; $C_v=0.27$; $C_s=0.8$).

Перш за все слід пам'ятати, що при розрахунках параметрів статистичного розподілу за методами моментів и графо-аналітичним звичайно використовується крива біноміального розподілу, яка опирається на середнє значення, коефіцієнти варіації і асиметрії. Якщо передбачається використати параметри, встановлені за методом найбільшої правдоподібності, то застосовують криву трипараметричного гама-розподілу С.М.Крицького і М.Ф.Менкеля. Для обох кривих розподілу випадкових величин розроблені спеціальні таблиці, які наводяться у багатьох спеціальних літературних джерелах. Зокрема, таблиця біноміального розподілу (фрагментом її є табл.1.1) має два входи (стовпець відповідає C_s , а строчки при різних забезпеченостях $P\%$ - нормованим відхиленням ординат кривих від середини $\frac{k_p - 1}{C_v} = t_{p,c_s}$). Звідки модульний коефіцієнт $k_p = \frac{x_p}{\bar{x}}$ дорівнює

$$k_p = 1 + C_v \cdot t_{p,c_s} \quad (1.19)$$

З урахуванням (1.19) і того, що $k_p = \frac{x_p}{\bar{x}}$, можна перейти від модульного коефіцієнта k_p до розмірних величин x_p , тобто

$$x_p = \bar{x}(1 + C_v \cdot t_{p,c_s}) \quad (1.20)$$

У прикладі x є витрата води Q , а тому для будь-якої забезпеченості $P\%$

$$Q_p = \bar{Q}(1 + C_v \cdot t_{p,c_s}) \quad (1.21)$$

Розраховані за допомогою біноміальної кривої і табл.1.1 і 1.5, витрати води забезпеченістю $P=1, 2, 5, 10, 50$ і 95% наводяться у табл.1.6 (перші дві строчки).

При використанні кривої трипараметричного гама-розподілу модульні коефіцієнти $k_p = \frac{x_p}{\bar{x}}$ різної забезпеченості $P\%$ вибираються безпосередньо з допоміжної таблиці по співвідношенню C_s/C_v , а самі значення k_p - по C_v і $P\%$. Фрагмент таблиці з СНіП 2.01.14-83 для співвідношення $C_s/C_v=4.0$ (приклад р.Угра-с.Товарково) наводиться нижче (табл.1.7).

Таблиця 1.7 – Ординати кривої трипараметричного гама-розподілу ($C_s/C_v=4.0$)

$P\%$	C_v							
	0.0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7
1	0	1.25	1.58	1.94	2.31	2.75	3.17	3.59
3	0	1.20	1.44	1.68	1.93	2.18	2.43	2.68
5	0	1.17	1.36	1.56	1.75	1.94	2.12	2.29
10	0	1.13	1.26	1.39	1.51	1.62	1.72	1.81
...
50	0	0.997	0.976	0.950	0.920	0.888	0.853	0.818
...
95	0	0.846	0.719	0.611	0.519	0.440	0.372	0.312

Розрахункові модульні коефіцієнти k_p при $C_v=0.26$ для забезпеченості $P=1, 5, 10, 50$ і 95% наводяться у табл.1.6 (нижня строчка). При $\bar{Q}=84.6 \text{ м}^3/\text{с}$

$$Q_p = \bar{Q} \cdot k_p = 84.6 \cdot k_p \quad (1.22)$$

Витрати води різної ймовірності перевищення Q_p , обчислені за виразом (1.22) наводяться у табл.1.6 (нижня строчка).

Аналіз даних табл.1.6 свідчить про наступне:

1. Найбільші відмінності у витратах води Q_p мають місце в діапазоні забезпеченостей $P > 95\%$.

2. В іншій частині ($P \leq 50\%$) розрахункові величини майже збігаються.

3. Головною причиною деякі розбіжностей результатів в області $P > 95\%$, очевидно, є різниця у статистичних параметрах, розрахованих різними методами.

Таблиця 1.6 – Витрати води річного стоку різної ймовірності перевищення (р. Угра-с. Товарково)

Криві розпо- ділу	Метод розрахун- ку параметрів	Параметри				Ординати кривих забезпе- ченості t_p або k_p					Витрати води забезпе- ченістю $P\%$				
		\bar{Q} , м ³ /с	C_v	C_s	C_s/C_v	1	5	10	50	95	1	5	10	50	95
<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>	<i>7</i>	<i>8</i>	<i>9</i>	<i>10</i>	<i>11</i>	<i>12</i>	<i>13</i>	<i>14</i>	<i>15</i>	<i>16</i>
біномі- альна	моментів	84.6	0.27	0.97	-	3.02	1.88	1.34	-0.16	-1.13	154	128	115	80.9	58.87
біномі- альна	графо- аналітичний	84.0	0.27	0.80	-	2.89	1.84	1.34	-0.13	-1.38	150	128	114	81.1	52.7
три- парамет- рична гама- розподілу	найбільшої прав- допо-дібності	84.6	0.26	1.0	4.0	1.80	1.48	1.34	0.96	0.65	152	125	113	81.2	55.0

2 НОРМА РІЧНОГО СТОКУ

Норми є середніми арифметичними значеннями за багаторічний період, причому такої довжини, що при збільшенні її, середнє значення суттєво не змінюється. Критерієм стійкості n -річних середніх є середня квадратична похибка їх визначення. Допустима похибка обчислення норми річного стоку, відповідно до точності вихідної інформації, повинна перебувати у межах 5-10 %.

Але при встановленні норми річного стоку по відносно коротких рядах потрібно пам'ятати й те, що вихідні ряди мають деяку закономірність у вигляді угруповання різної тривалості багатоводних або маловодних років. Враховуючи ці обставини, потрібно, щоб у часових рядах річного стоку була однакова кількість багатоводних та маловодних груп водності.

2.1 Обчислення норми річного стоку за наявності тривалих рядів спостережень

Норма річного стоку при тривалому періоді спостережень (n років) визначається як середньоарифметичне значення річних величин стоку за виразом (1.1).

Для оцінки точності визначення норми стоку річок (за відсутності значимих внутрішньорічних зв'язків) використовують відносне значення середньої квадратичної похибки, яка розраховується за виразом:

$$\sigma_{\bar{Q}} = \frac{\sigma_Q}{\bar{Q}_n \sqrt{n}} \cdot 100 = \frac{100 C_v}{\sqrt{n}}, \% , \quad (2.1)$$

де \bar{Q} - середня величина річного стоку за період спостережень (n років);

C_v – коефіцієнт варіації;

σ_Q - середнє квадратичне відхилення.

Коефіцієнт варіації при цьому може визначатись за методом моментів за формулою (1.4).

Стандартна похибка коефіцієнта варіації σ_{C_v} (за відсутності значимих внутрішньорічних зв'язків) обчислюється за формулою:

$$\sigma_{C_v} = \sqrt{\frac{1 + C_v^2}{2n}} \cdot 100, \% \quad (2.2)$$

Відповідно до вимог нормативного документа СНіП 2.01.14-83, тривалість періоду спостережень вважається достатньою, якщо він репрезентативний, а відносна середня квадратична похибка σ_{C_v} не перевищує 15%.

2.2 Згладжування хронологічних рядів методом ковзного осереднення

Для перевірки на репрезентативність вихідних рядів, стосовно наявності в них однакового числа багатоводних та маловодних угруповань водності, спочатку будується хронологічний графік $q = f(T)$ або $Q_m = f(T)$. Потім його згладжують, частіше за все, методом лінійного фільтра.

Ковзне згладжування коливань річного стоку визначають за формулою:

$$\tilde{Q}_i = \frac{1}{T} \sum_{k=-\frac{T-1}{2}}^{\frac{T-1}{2}} Q_{i+k}, \quad (2.3)$$

де T – інтервал осереднення (частіше він дорівнює 3 – згладжування за трьохрічками або 5 – згладжування за п'ятирічками).

При лінійному згладжуванні хронологічних графіків за трьохрічками:

$$\left. \begin{aligned} \tilde{Q}_1 &= \frac{1}{6}(5Q_1 + 2Q_2 - Q_3); \\ \tilde{Q}_2 &= \frac{1}{3}(Q_1 + Q_2 + Q_3); \\ \tilde{Q}_3 &= \frac{1}{3}(Q_2 + Q_3 + Q_4); \\ &\dots \\ \tilde{Q}_{n-1} &= \frac{1}{3}(Q_{n-2} + Q_{n-1} + Q_n); \\ \tilde{Q}_n &= \frac{1}{6}(5Q_n + 2Q_{n-1} - Q_{n-2}) \end{aligned} \right\} \quad (2.4)$$

Для згладжування хронологічних графіків за п'ятирічками використовується наступний лінійний фільтр:

$$\left. \begin{aligned}
 \tilde{Q}_1 &= \frac{1}{5}(3Q_1 + 2Q_2 + Q_3 - Q_5); \\
 \tilde{Q}_2 &= \frac{1}{10}(4Q_1 + 3Q_2 + 2Q_3 + Q_4); \\
 \tilde{Q}_3 &= \frac{1}{5}(Q_1 + Q_2 + Q_3 + Q_4 + Q_5); \\
 &\dots \\
 \tilde{Q}_{n-1} &= \frac{1}{10}(Q_{n-4} + 2Q_{n-3} + 3Q_{n-2} + Q_{n-1} + 4Q_n); \\
 \tilde{Q}_n &= \frac{1}{5}(-Q_{n-4} + Q_{n-3} + 2Q_{n-2} + 3Q_n)
 \end{aligned} \right\} (2.5)$$

Приклад розрахунку:

Дано: середні річні витрати води за період з 1931 по 1975 рр. для р.Урга- с.Товарково. Площа водозбору $F=15300 \text{ км}^2$.

Таблиця 2.1 – Середньорічні витрати води і ковзне осереднення хронологічного ряду середньобагаторічних витрат води за трьохрічками р.Урга – с.Товарково, $F=15300 \text{ км}^2$

№ n/n	Рік	$Q, \text{ м}^3/\text{с}$	$\tilde{Q}, \text{ м}^3/\text{с}$
1	1931	116	-
2	1932	87.3	-
3	1934	90.9	83.1
4	1935	63.5	79.1
5	1936	82.9	73.9
6	1937	75.2	77.2
7	1938	73.4	71.9
8	1939	67.1	72.9
9	1940	78.1	68.3
10	1943	59.7	61.1
11	1944	74.2	70.7
12	1945	80.5	82.7
13	1946	93.4	90.9
14	1947	123	100
15	1948	84.2	88.8

Продовження табл. 2.1

№ n/n	Рік	Q , м ³ /с	\tilde{Q} , м ³ /с
16	1949	59.2	67.1
17	1950	57.8	68.5
18	1951	87.4	81.5
19	1952	99.2	96.2
20	1953	102	90.6
21	1954	70.5	89.7
22	1955	96.5	83.6
23	1956	83.8	91.8
24	1957	95.2	107
25	1958	141	105
26	1959	80.3	103
27	1960	86.7	84.2
28	1961	85.6	105
29	1962	143	105
30	1963	87.0	98.1
31	1964	64.4	65.0
32	1965	43.6	66.9
33	1966	92.6	71.5
34	1967	78.4	77.3
35	1968	60.9	68.1
36	1969	65.0	88.6
37	1970	140	101
38	1971	99.3	103
39	1972	69.9	80.8
40	1973	73.3	75.4
41	1974	83.0	70.9
42	1975	56.3	62.4
Сума		3552	3551

Для наведеного ряду розраховується середньобогаторічне значення та коефіцієнт варіації за формулами (1.1) та (1.4):

$$\bar{Q} = \frac{\sum_{i=1}^n Q_i}{n} = \frac{3552}{42} = 84.6 \text{ м}^3/\text{с};$$

$$C_v = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (k_i - 1)^2}{n - 1}} = \sqrt{\frac{2.91}{41}} = 0.26$$

За формулою (1.15) оцінюється похибка середньо багаторічного значення \bar{Q} :

$$\sigma_{\bar{Q}} = \pm \frac{100 \cdot C_v}{\sqrt{n}} = \frac{0.27}{\sqrt{42}} \cdot 100 = 4.2 \%$$

Таким чином, похибка при розрахунках \bar{Q} укладається у межі припустимих, а середньобагаторічне значення витрати води може вважатися нормою стоку.

За даними табл.2.1 будується хронологічний графік коливань річного стоку з нанесенням на нього норми стоку $\bar{Q} = 84.6 \text{ м}^3/\text{с}$ (рис.2.1). За схемою (2.4) здійснюється осереднення вихідного ряду. Якщо ряд був перерваний, то ординати розраховуються кожного разу як для окремих рядів (йдеться про перериви у 1933 та 1941, 1942 рр.).

Якщо ряд перерваний, то осереднення перед розривом виконується як для кінцевих членів ряду, а після розриву – як для перших членів ряду. Значення згладженого ряду наносяться на хронологічний графік коливань річного стоку. Аналіз графіку показує, що після згладження по трьохрічках, можна виділити декілька багатоводних та маловодних угруповань.

З 1934 по 1940, з 1948 по 1951, з 1964 по 1968 і з 1972 по 1975 рр. спостерігались маловодні угруповання, а з 1947 по 1948, з 1952 по 1963 і з 1969 по 1971 рр. мали місце багатоводні угруповання. Дотримуючись методичних підходів щодо визначення розрахункового періоду для обчислення норми стоку, необхідно, починаючи з кінця ряду, виділити проміжок часу, який включав би однакову кількість багатоводних і маловодних угруповань. У нашому прикладі розрахунковий період становить усього 23 роки (з 1949 по 1972 рр., включно).

Середнє багаторічне значення \bar{Q} , як еквівалент норми стоку, при цьому буде дорівнювати

$$\bar{Q} = \frac{1}{24} \sum_{1949}^{1972} Q_i = \frac{2089.3}{24} = 87.1 \text{ м}^3/\text{с}.$$

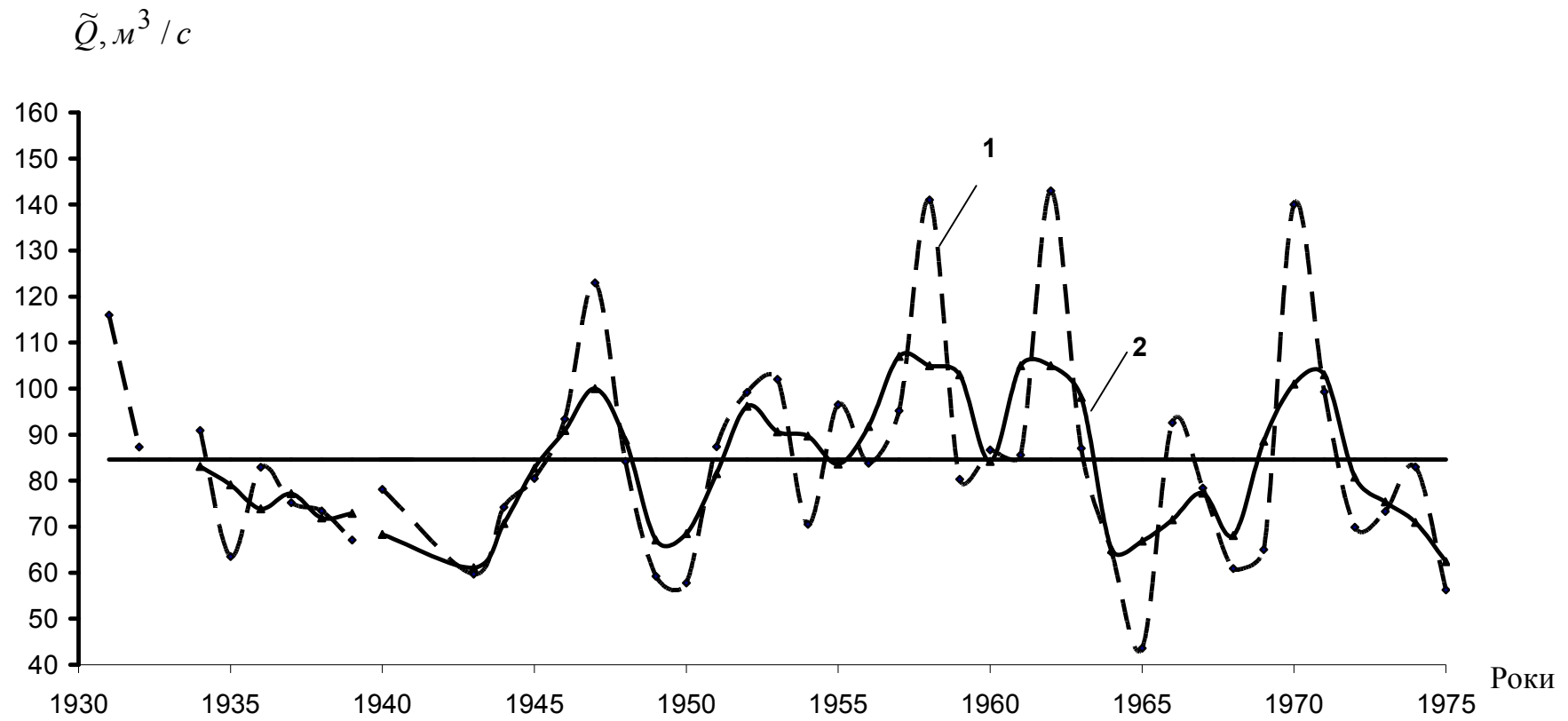


Рисунок 2.1 - Хронологічний і згладжений часовий ряди річного стоку (р.Угра-с.Товарково)
 1- хронологічний хід; 2 - згладжений ряд

Середнє багаторічне значення витрати води по повному ряду, як відзначалось раніше, знаходиться у межах $84.6 \text{ м}^3/\text{с}$. Різниця між ними, якщо оцінювати її відносно середнього повного ряду, буде становити 3.0 %.

Більш уважний розгляд рис.2.1 свідчить про те, що чисто формальний підхід до підрахунку періодів коливання водності може зумовлювати відхилення як в одну, так і в іншу сторону, бо за своїми тривалостями та глибиною суміжні періоди можуть бути досить різними. Зокрема, суміжні маловодний (з 1964-1968 рр.) і багатоводний (1952-1963 рр.) охоплюють 5 та 12 років, відповідно. Надійніше норму стоку можна розраховувати майже по повному ряду спостережень, включаючи багатоводний (1969-1971рр. період і чотири суміжні маловодні роки (1972-1975 рр.), а також групу маловодних років (з 1934 по 1940 і з 1943 по 1945 рр.).

У цьому випадку

$$\bar{Q} = \frac{1}{40} \sum_{1934}^{1975} Q_i = \frac{3348.7}{40} = 83.7 \text{ м}^3/\text{с}$$

Від середнього багаторічного значення ($\bar{Q}=84.6 \text{ м}^3/\text{с}$) цей результат відрізняється лише на 1.1 %. Тому за кінцевий розрахунок можна прийняти як одне ($84.6 \text{ м}^3/\text{с}$), так і інше значення ($83.7 \text{ м}^3/\text{с}$).

2.3 Метод різницевих інтегральних кривих

Різницеві інтегральні криві відхилень річних величин стоку від їх середнього значення будують у відхиленнях модульних коефіцієнтах від одиниці. Для цього послідовно підсумовують відхилення на протязі усього хронологічного ряду.

Поточні ординати різницевої інтегральної кривої на кінець t-го року від початку побудування кривої визначають за рівнянням:

$$\sum_{i=1}^t (k_i - 1) = f(t) \quad (2.6)$$

Період часу, для якого об'єднуюча пряма лінія інтегральної кривої відхиляється вгору відносно осі абсцис та значення $(k_i - 1)_{\text{ср}}$ додатне, відповідає багатоводній фазі коливань стоку.

Період же, для якого об'єднуюча лінія нахилена вниз та $(k_i - 1)_{\text{ср}}$ має від'ємне значення, відповідає маловодній фазі.

Приклад розрахунку:

Дано середні річні витрати води за період з 1931 по 1975 рр. для р.Угра-с.Товарково (табл.2.1). Площа водозбору $F=15300 \text{ км}^2$.

Завдання: Побудувати інтегральну різницеву криву річного стоку та на її основі розрахувати норму стоку.

Для розрахунку ординат різницевої інтегральної кривої середньорічні модулі було внесено з табл.2.1 до табл.2.2 у хронологічному порядку. Для кожного члена ряду розраховується значення модульних коефіцієнтів

$k_i = \frac{Q_i}{Q}$. Для контролю виконаної роботи підраховується $\sum_{i=1}^n k_i$, яка повинна

приблизно дорівнювати кількості членів ряду n . Подалі розраховуються відхилення модульних коефіцієнтів k_i від середнього значення, тобто

від одиниці. Сума відхилень $\sum_{i=1}^n (k_i - 1)$ повинна дорівнювати або бути

близько до нуля. Як видно з табл.2.2, $\sum_{i=1}^n (k_i - 1) = -0.08$. Це розходження

пов'язане із точністю розрахунків і його можна вважати припустимим. Далі, маючи

$\sum_{i=1}^n (k_i - 1)$, будується інтегральна різницева крива (рис.2.2).

Таблиця 2.2 – Розрахунок ординат різницевої інтегральної кривої річного стоку р.Угра-с.Товарково, $F=15300 \text{ км}^2$

№ п/п	Рік	Q_i , $\text{м}^3/\text{с}$	k_i	k_i-1	$\Sigma(k_i-1)$
1	2	3	4	5	6
1	1931	116	1.37	0.37	0.37
2	1932	87.3	1.03	0.03	0.40
3	1934	90.9	1.07	0.07	0.07
4	1935	63.5	0.75	-0.25	-0.18
5	1936	82.9	0.98	-0.02	-0.20
6	1937	75.2	0.89	-0.11	-0.31
7	1938	73.4	0.87	-0.13	-0.44
8	1939	67.1	0.79	-0.21	-0.65
9	1940	78.1	0.92	-0.08	-0.73
10	1943	59.7	0.71	-0.29	-0.29
11	1944	74.2	0.88	-0.12	-0.41
12	1945	80.5	0.95	-0.05	-0.46
13	1946	93.4	1.10	-0.10	-0.36

Продовження табл.2.2

№ п/п	Рік	Q_i , м ³ /с	k_i	k_{i-1}	$\Sigma(k_{i-1})$
14	1947	123	1.45	0.45	0.09
15	1948	84.2	1.0	0.0	0.09
16	1949	59.2	0.70	-0.30	-0.21
17	1950	57.8	0.68	-0.32	-0.53
18	1951	87.4	1.03	-0.03	-0.50
19	1952	99.2	1.17	-0.17	-0.33
20	1953	102	1.21	-0.21	-0.12
21	1954	70.5	0.83	-0.17	-0.29
22	1955	96.5	1.14	-0.14	-0.15
23	1956	83.8	0.99	-0.01	-0.16
24	1957	95.2	1.13	-0.13	-0.03
25	1958	141	1.67	0.67	0.64
26	1959	80.3	0.95	0.05	0.59
27	1960	86.7	1.02	0.02	0.61
28	1961	85.6	1.01	0.01	0.62
29	1962	143	1.69	0.31	0.93
30	1963	87.0	1.03	0.03	0.96
31	1964	64.4	0.76	0.24	0.72
32	1965	43.6	0.52	0.48	0.24
33	1966	92.6	1.09	0.09	0.33
34	1967	78.4	0.93	0.07	0.26
35	1968	60.9	0.72	-0.28	-0.02
<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>
36	1969	65.0	0.77	-0.23	-0.25
37	1970	140	1.65	0.65	0.40
38	1971	99.3	1.17	0.17	0.57
39	1972	69.9	0.83	-0.17	0.40
40	1973	73.3	0.87	-0.13	0.27
41	1974	83.0	0.98	-0.02	0.25
42	1975	56.3	0.67	-0.33	-0.08
Сума		3552	41.97		
Середнє		84.6			

По характерних ділянках на кривій (рис.2.2) можна виділити замкнені цикли водності: з 1947 по 1949 рр. ($k_{сер}=1.05$), з 1949 по 1957 рр. - $k_{сер}=1.01$, з 1954 по 1968 рр. - $k_{сер}=1.03$ і з 1969 по 1975 рр. - $k_{сер}=0.99$.

Таким чином, за розрахунковий період для визначення норми стоку на р. Угра-с. Товарково можна прийняти усі перераховані періоди. При цьому слід мати на увазі, що при $k_{сер} < 1.0$ у розрахунковому періоді переважає маловодна фаза, при $k_{сер} > 1.0$ – багатоводна.

Якщо ж розглядати весь часовий ряд (з 1931 по 1975 рр.), то за розрахунковий слід прийняти період з 1947 по 1975 рр. При цьому середнє, тобто норма стоку буде дорівнювати

$$\bar{Q} = \frac{1}{29} \sum_{1947}^{1975} Q_i = \frac{2509.1}{29} = 86.5, \text{ м}^3/\text{с}$$

Від середнього багаторічного значення повного ряду ($\bar{Q} = 84.6 \text{ м}^3/\text{с}$) та розрахованого на основі аналізу згладженого хронологічного графіку ($\bar{Q} = 83.7 \text{ м}^3/\text{с}$) отримана норма ($\bar{Q} = 86.5 \text{ м}^3/\text{с}$) відрізняється усього на 2-3%, що знаходиться у межах точності вихідної інформації.

2.4 Визначення норми річного стоку за відсутності гідрометричних вимірювань

За відсутності систематичних вимірювань стоку і відповідно часових рядів норма стоку визначається непрямими методами. Найпоширеніші - карти норми річного стоку (модуля або шару).

Принципова можливість побудови карт норми річного стоку впливає безпосередньо з рівняння водного балансу $\bar{Y} = \bar{X} - \bar{E}$. Складові правої частини рівняння (опади \bar{X} та випаровування \bar{E}) взагалі мають зональний розподіл за територією, за винятком гірських районів, де широтна закономірність змінюється висотною. В силу зональної зміни за територією складових балансів рівняння, тій же закономірності безперервної та плавної зміни підкоряється і стік \bar{Y} . Стокові величини мають інтегральний характер. Вони відносяться до геометричних центрів тяжіння водозбору. У загальному випадку геометричні центри тяжіння є точкою перетину великої та малої осей водозборів. Під час побудовування карт саме так відносять норми, а в разі їх визначення за картами вони встановлюються для геометричних центрів водозборів.

Нормативним документом СНіП 2.01.14-83 рекомендована карта ізоліній середньобогаторічних модулів річного стоку \bar{q} , л/скм².

Між сусідніми ізолініями стоку виконується лінійні інтерполяція. Якщо водозбір перетинає декілька ізоліній, то норма обчислюється як середнє зважене за площею:

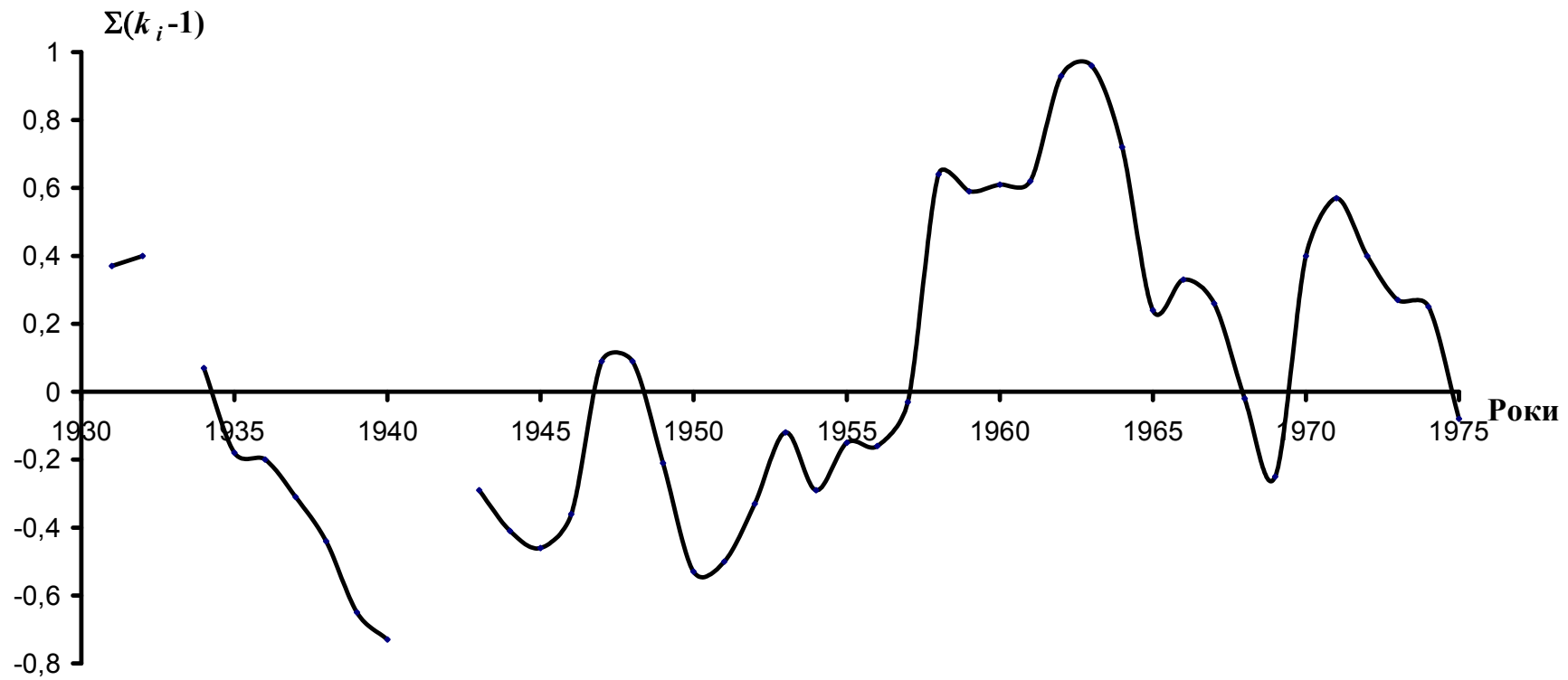


Рисунок 2.2 - Інтегральна різницева крива річного стоку, р.Угра-с.Товарково

$$\bar{q} = \frac{\bar{q}_1 f_1 + \bar{q}_2 f_2 + \dots + \bar{q}_n f_n}{f_1 + f_2 + \dots + f_n}, \quad (2.13)$$

де $\bar{q}_1, \bar{q}_2, \dots, \bar{q}_n$ - середні значення модуля річного стоку між сусідніми ізолініями;

f_1, f_2, \dots, f_n - площі між відповідними ізолініями стоку, які визначаються планіметруванням або за допомогою палетки.

Визначені за картою модулі річного стоку \bar{q} (у л/с·км²) потім виражаються у розмірності витрат води \bar{Q} (м³/с) причому

$$\bar{Q} = \bar{q} \cdot F / 10^3 \quad (2.14)$$

Приклади розрахунку.

1.Визначити за допомогою карти СНіП 2.01.14-83 норму річного стоку р. Угра-с.Товарково ($F=15300$ км²), яка є лівою притокою р. Ока.

Дано: Фрагмент карти норми річного стоку (у модулях \bar{q} , л/с·км²), який наводиться на рис.2.3.

Порядок вирішення завдання:

- визначається місцеположення розрахункового створу;
- виділяється водозбір р.Угра до с.Товарково;
- оскільки водозбір знаходиться між ізолініями 4 і 6 л/с·км², то норма стоку буде визначатись по геометричному центру тяжіння шляхом лінійної інтерполяції.

Для водозбору, що розглядається, $\bar{q}=5.5$ л/с·км². За допомогою (2.14) витрата води, яка відповідає цьому модулю буде становити

$$\bar{Q} = \bar{q} \cdot F / 10^3 = 5.5 \cdot 15300 / 10^3 = 84.2, \text{ м}^3/\text{с}$$

Отримане значення $\bar{Q} = 84.2$ м³/с повною мірою співпадає з тим, яке були одержане по ряду спостережень за 1931-1975 рр.

2.Визначити за допомогою карти СНіП 2.01.14-83 норму річного стоку р. Південний Буг-с.Олександрівка ($F=46200$ км²).

Дано: Фрагмент карти норми річного стоку (у модулях \bar{q} , л/с·км²), який наводиться на рис.2.4.

Басейн р.Південний Буг-с.Олександрівка перетинають чотири ізолінії стоку. У цьому випадку річний стік визначається як середньозважене значення за рівнянням (2.13).

Як видно із рис.2.4, ізолінія 0.5 л/с·км² перетинає водозбір, утворюючи контур f_1 , ізолінії 1.0, 2.0 та 4.0 утворюють контури f_2 , f_3 , f_4 . Площі між ізолініями визначаються за допомогою палетки: $f_1=4.0$, $f_2=16.0$, $f_3=17.5$, $f_4=1.0$ поділок палетки. Для розрахунку стоку за рівнянням (2.13) складена табл.2.3.

Використовуючи дані табл.2.3, отримаємо норму стоку для р.Південний Буг-с.Олександрівка

$$\bar{q} = \frac{5.25 + 21.0 + 54.0 + 4.0}{40.0} = 2.1, \text{ л/с}\cdot\text{км}^2$$

Таблиця 2.3 – Розрахунок норми стоку за допомогою карти ізоліній (р.Південний Буг-с.Олександрівка, $F=46200 \text{ км}^2$)

Значення ізоліній модуля стоку, л/(с·км ²)	Середнє значення модуля стоку, \bar{q}_i , л/(с·км ²)	Площа водозбору між ізолініями, f_i	$\bar{q}_i f_i$
0.50-1.00	0.75	7.00	5.25
1.00-2.00	1.50	14.0	21.0
2.00-4.00	3.00	18.0	54.0
>4.0	4.00	1.00	4.00

У розмірності витрати води \bar{Q} норма стоку буде становити

$$\bar{Q} = 2.1 \cdot 46200 / 10^3 = 97.0, \text{ м}^3/\text{с}$$

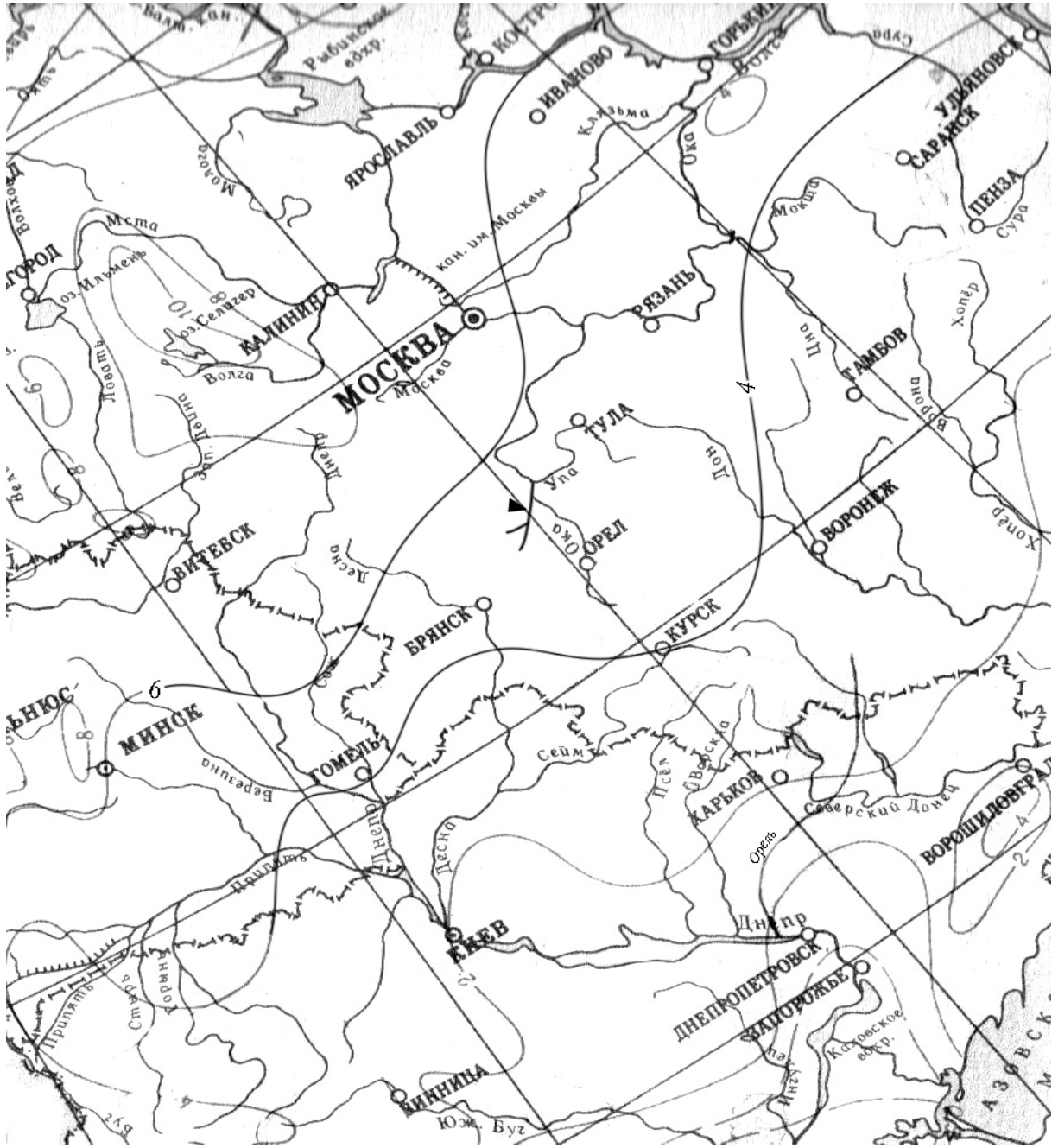


Рисунок 2.3 – Фрагмент карти норми річного стоку \bar{q} , л/с·км²

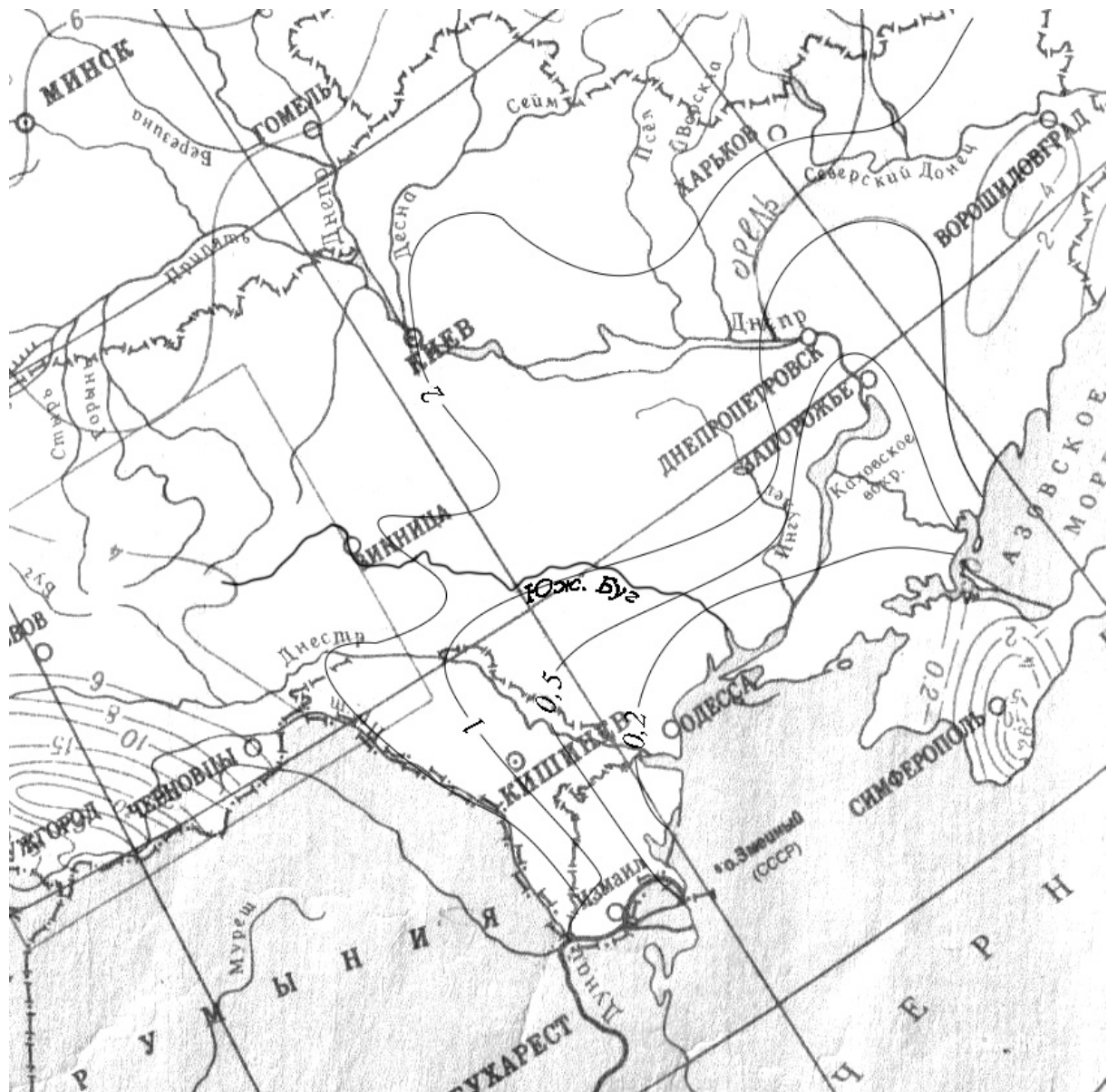


Рисунок 2.4 – Фрагмент карти норми річного стоку \bar{q} , л/с·км²

3 ВНУТРІШНЬОРІЧНИЙ РОЗПОДІЛ СТОКУ

Протягом року стік річок розподіляється досить нерівномірно, що зумовлено, головним чином, внутрішньорічною мінливістю метеорологічних факторів.

Найбільш характерними рисами гідрологічного режиму водних об'єктів суші є: весняне водопілля, більш чи менш виражені паводки, літня та зимова межінь. У період повені за рахунок танення снігу проходить до 50-60% річного об'єму стоку, а на річках засушливої зони – до 85-90%. Після закінчення весняної повені рівні води поступово знижуються до межених. В цей час у живленні річок беруть участь переважно підземні води. Дощові паводки в літній сезон нерідко порушують межінь. Восени, коли зменшується випаровування та збільшується число днів з опадами, стік річок збільшується. Потім стік поступово зменшується, досягаючи в кінці зими найменших за рік значень. Якщо зимою спостерігається відлига, особливо в південних районах, то стік у зимовий сезон формується не тільки за рахунок підземних, а й за рахунок поверхневих вод.

Крім метеорологічних умов, внутрішньорічний розподіл стоку залежить від місцевих та антропогенних чинників. Регулятором стоку виступають водойми (озера, водосховища, ставки). Вирівнюванню внутрішньорічного ходу стоку сприяють карст, лісистість, заболоченість водозборів, які переводять частину поверхневого стоку в підземний.

Вивчення закономірностей формування і розподілу стоку протягом року має практичне значення при вирішенні питань безперебійного водопостачання, зрошування, судноплавства, гарантованої виробки електроенергії.

Розрахунок внутрішньорічного розподілу стоку представляє собою кількісну оцінку розподілу стоку по сезонах, місяцях, декадах або інших часових періодах. В межах року розрізняють календарне та некалендарне розподілення. До календарного відносять розподіл стоку по декадах, місяцях, сезонах; до некалендарного – не пов'язаний з хронологічними строками, який подається у вигляді кривих тривалостей Q . Залежно від призначення внутрішньорічний розподіл визначається за типовими або розрахунковими схемами.

Під типовим розуміють найчастіше повторюваний для даної річки або групи річок розподіл стоку протягом року. При цьому розглядаються моделі фіктивних та характерних за водністю (багатоводних, середньоводних та маловодних) років.

Розрахункові моделі передбачають визначення характеристик внутрішньорічного розподілу стоку із зазначенням ймовірності перевищення стоку за рік, лімітуючі періоди та сезони.

3.1 Розрахунок сезонного внутрішньорічного розподілу стоку

Згідно з нормативним документом СНіП 2.01.14-83, для визначення внутрішньорічного розподілу стоку при наявності даних гідрологічних вимірювань (не менше 15 років) рекомендується розрахункова модель, яка побудована за методом компонування. При цьому внутрішньорічний розподіл стоку розглядається за водогосподарськими роками, тобто рік починається з багатоводного сезону. Межі сезонів призначаються однаковими для всіх років з округленням до цілого місяця. Ділення року на періоди та сезони виконується в залежності від режиму річки та виду використання стоку (додаток).

Період року, який лімітує водовикористання, приймається за лімітуючий. В свою чергу лімітуючий період розподіляється на два сезони, із яких один найбільш несприятливий (лімітуючий) у відношенні використання стоку. Так, для річок з весняним водопіллям за лімітуючий період приймається два маловодних сезони: літо-осінь та зима.

При складанні схеми розрахункового розподілу необхідно визначити суми середньомісячного стоку за рік та сезони, які б задовольняли розрахунковій забезпеченості. Внаслідок особливостей формування складових річного стоку окремих років сума сезонного року заданої ймовірності перевищення частіше за все не дорівнює тій же самій ймовірності перевищення річного стоку. Тому В.Г. Андріянов запропонував метод компонування, за яким нев'язки розподіляються рівномірно протягом року. Спочатку стік за рік та межі визначають, виходячи із заданої ймовірності перевищення $P\%$, а стік за весну – за різницею

$\left(\sum_{рік} Q_p \right)_p$ та $\left(\sum_{меж} Q \right)_p$, а його

забезпеченість (P_1) за кривою забезпеченості весни $\left(\sum_{вес} Q \right)_{P_1}$. Аналогічно

меженний період розбивається на два сезони: літо-осінь (нелімітуючий) та зима (лімітуючий). Тоді стік нелімітуючого сезону $\left(\sum_{л-о} Q \right)_{P_2}$ знаходять за

різницею $\left(\sum_{меж} Q \right)_p$ та $\left(\sum_{зим} Q \right)_p$, а його розрахункова ймовірність (P_2) ви-

значається за кривою забезпеченості.

Таким чином, за методом компонування:

$$\left(\sum Q \right)_{\text{рік}} = \left(\sum Q \right)_{\text{вес}} + \left(\sum Q \right)_{\text{л-о}} + \left(\sum Q \right)_{\text{зим}} \quad (3.1)$$

Цей метод побудови розрахункової моделі внутрішньорічного розподілу стоку в основному задовольняє вимогам проектування і не приводить до суттєвого порушення розподілу реальних років.

3.2 Приклад розрахунку

Завдання: Розрахувати внутрішньорічний розподіл стоку методом компонентування.

Вихідні дані: Матеріали спостережень на р. Волга-с.Єльці за період з 1960 по 1969 рр., представлені у вигляді таблиці середньомісячних та річних витрат води (табл.3.1).

Споживач: Комунальне водопостачання, для якого розрахунковою є 97% ймовірність перевищення.

Послідовність виконання завдання: На підставі додатку 1 встановлюється, що басейн р. Волга-с.Єльці відноситься до 2 району – лісової зони (північніше 56° півн.ш. та східніше 30° с.д.). У межах цього району визначені наступні строки і тривалості гідрологічних сезонів: весна - $\frac{\text{III} - \text{V}}{3 \text{ місяці}}$; літо-осінь, зима - $\frac{\text{VII} - \text{III}}{9 \text{ місяців}}$; літо-осінь - $\frac{\text{VII} - \text{XI}}{5 \text{ місяців}}$; зима - $\frac{\text{XII} - \text{III}}{4 \text{ місяці}}$; рік - $\frac{\text{IV} \text{ місяць поточного року} - \text{III} \text{ місяць наступного року}}{12 \text{ місяців}}$.

Для визначення періодів і сезонів підраховані відповідні суми місячних величин витрат води, які занесені до табл.3.2.

За схемою внутрішньо річного розподілу стоку, лімітуючим періодом для комунальної галузі водопостачання є літо-осінь, зима (7-3 місяці), а нелімітуючим – весна (4-6 місяці). Заданій забезпеченості $P\%$ повинні відповідати

$\left(\sum_{\text{IV}}^{\text{III}} Q_{\text{міс}} \right)_p$ і лімітуючий період $\left(\sum_{\text{VII}}^{\text{III}} Q_{\text{міс}} \right)_p$. За такої умови для

визначення забезпеченості нелімітуючого періоду P_1 необхідно за різницею

$\left(\sum_{\text{IV}}^{\text{III}} Q_{\text{міс}} \right)_p$ і $\left(\sum_{\text{VII}}^{\text{III}} Q_{\text{міс}} \right)_p$ знайти $\left(\sum_{\text{IV}}^{\text{VI}} Q_{\text{міс}} \right)_{P_1}$, тобто

$$\left(\sum_{\text{IV}}^{\text{VI}} Q_{\text{міс}} \right)_{P_1} = \left(\sum_{\text{IV}}^{\text{III}} Q_{\text{міс}} \right)_p - \left(\sum_{\text{VII}}^{\text{VI}} Q_{\text{міс}} \right)_p$$

З метою визначення забезпечених величин $\left(\sum_{IV}^{III} Q_{міс} \right)_p$ і $\left(\sum_{VII}^{III} Q_{міс} \right)_p$

необхідно побудувати емпіричні криві забезпеченостей (рис.3.1). При цьому емпіричні забезпеченість для ранжированих в убуваючому порядку рядів визначається за формулою:

$$P = \frac{m}{N + 1} \cdot 100\%, \quad (3.2)$$

де m – порядковий номер ранжированої вибірки;
 N – розмір вибірки (у роках).

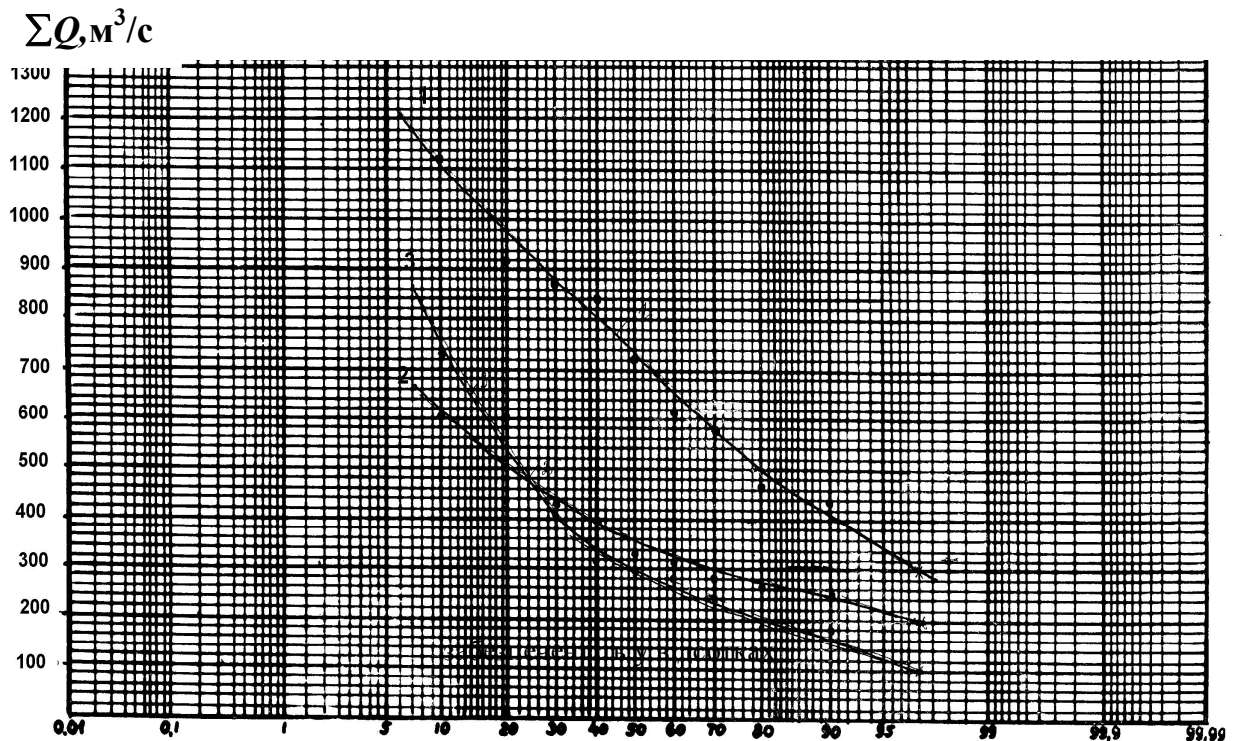


Рисунок 3.1 – Емпіричні криві забезпеченості сум місячних витрат води р. Волга-с.Єльці за:
 1 – рік; 2 - нелімітуючий період; 3 – лімітуючий період

Вихідні дані для побудування кривих забезпеченості $\left(\sum_{IV}^{III} Q_{міс} \right)_i$ і

$\left(\sum_{VII}^{III} Q_{міс} \right)$ наводяться у табл.3.3.

Представлені у згладженому вигляді вони дають змогу визначити для року (IV-III місяці) і лімітуючого періоду (VII-III місяці) для забезпеченості $P=97\%$ відповідні значення сум місячних витрат води. Зокрема,

для водогосподарського року $\left(\sum_{IV}^{III} Q_{міс}\right)_{P=97\%} = 300 \text{ м}^3/\text{с}$, а для лімітуючого

періоду $-\left(\sum_{VII}^{III} Q_{міс}\right)_{P=97\%} = 100 \text{ м}^3/\text{с}$. Тепер є можливість визначити

$\left(\sum_{IV}^{III} Q_{міс}\right)$ за різницею:

$$\left(\sum_{IV}^{III} Q_{міс}\right)_{P_1} = \left(\sum_{IV}^{III} Q_{міс}\right)_{P=97\%} - \left(\sum_{VII}^{III} Q_{міс}\right)_{P=97\%} = 300 - 100 = 200 \text{ м}^3/\text{с}.$$

Щоб встановити забезпеченість P_1 , необхідно мати емпіричну криву забезпеченості $\left(\sum_{IV}^{VI} Q_{міс}\right)$. Вона будується за даними табл.3.3 і представлена на рис.3.1.

Маючи $\left(\sum_{IV}^{III} Q_{міс}\right) = 200 \text{ м}^3/\text{с}$, з цієї кривої забезпеченості знімається забезпеченість P_1 , яка становить 98% . Таким чином

$$\left(\sum_{IV}^{III} Q_{міс}\right)_{P=97\%} = \left(\sum_{IV}^{VI} Q_{міс}\right)_{P_1=98\%} + \left(\sum_{VII}^{III} Q_{міс}\right)_{P=97\%}.$$

Таким чином, можна вважати, що перша частина завдання виконана. Залишається встановити величини і забезпеченості сезонного розподілу стоку.

Для лімітуючого періоду $\left(\sum_{IV}^{III} Q_{міс}\right)_{P=97\%} = 100 \text{ м}^3/\text{с}$. Це дає можливість, використовуючи балансове рівняння визначити $(\sum Q_{міс})_{P_2}$ нелімітуючого сезону (літо-осінь)

$$\left(\sum_7^{11} Q_{міс}\right)_{P_2} = \left(\sum_7^3 Q_{міс}\right)_{P=97\%} - \left(\sum_{12}^3 Q_{міс}\right)_{P=97\%}.$$

Встановлення величин $\left(\frac{\text{III}}{\text{XII}} \sum Q_{\text{міс}}\right)_{P=97\%}$ і $\left(\frac{\text{XI}}{\text{VII}} \sum Q_{\text{міс}}\right)_{P_2}$ потребує на-

явності відповідних кривих забезпеченості. Вихідні дані для їх побудови надаються у табл.3.3, а самі емпіричні криві наводяться на рис.3.2. Опіраючись на них, стосовно лімітуючого сезону зима (12-3 місяці) при розрахунковій забезпеченості $P=97\%$ $\left(\frac{\text{III}}{\text{XII}} \sum Q_{\text{міс}}\right) = 30 \text{ м}^3/\text{с}$.

$\Sigma Q, \text{м}^3/\text{с}$

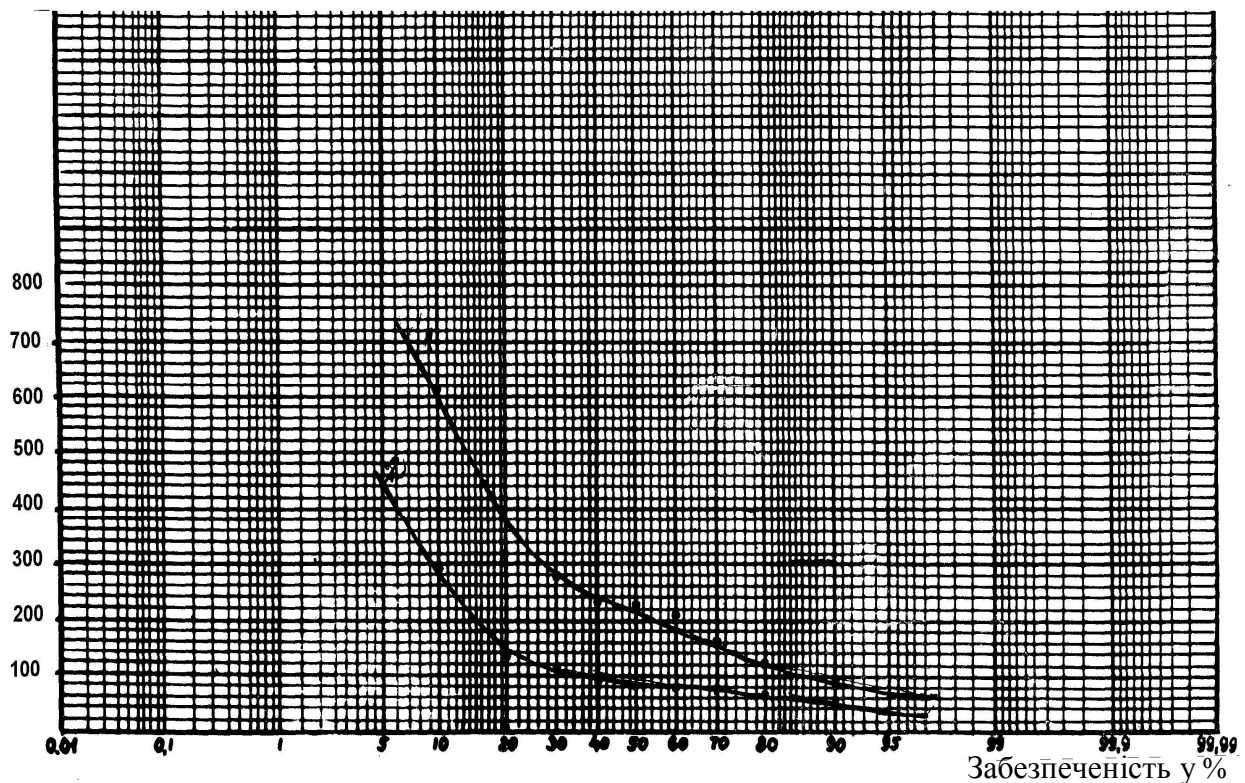


Рисунок 3.2– Емпіричні криві забезпеченості сум місячних витрат води р. Волга-с.Єльці за:
1 - нелімітуючий сезон; 2 – лімітуючий сезон

Повертаючись до попереднього балансового рівняння

$$\left(\frac{\text{XI}}{\text{VII}} \sum Q_{\text{міс}}\right)_{P_2} = \left(\frac{\text{III}}{\text{VII}} \sum Q_{\text{міс}}\right)_{P=97\%} - \left(\frac{\text{III}}{\text{XII}} \sum Q_{\text{міс}}\right)_{P=97\%} = 100 - 30 = 70 \text{ м}^3/\text{с}.$$

За допомогою кривої забезпеченості $\left(\sum_{VII}^{XI} Q_{mic}\right) = f(P, \%)$ при сумі місячних величин $\left(\sum_{VII}^{XI} Q_{mic}\right) = 70 \text{ м}^3/\text{с}$ визначається P_2 , яке дорівнює 98 %.

У підсумку внутрішньорічний розподіл стоку по сезонах забезпеченістю $P=97\%$ за методом компоновки можна представити наступним чином:

$$\left(\sum_{III}^{IV} Q_{mic}\right)_{P=97\%} = \left(\sum_{IV}^{VI} Q_{mic}\right)_{P_1=98\%} + \left(\sum_{VII}^{XI} Q_{mic}\right)_{P_2=98\%} + \left(\sum_{XII}^{III} Q_{mic}\right)_{P=97\%} .$$

Для наочності внутрішньорічний розподіл стоку представлено у відсотках від річного (табл.3.4).

Таблиця 3.4 - Внутрішньорічний розподіл стоку ймовірністю перевищення $P=97\%$ (р. Волга-с. Єльці)

Період та сезон	Місяці	$\sum Q_{mic}, \text{ м}^3/\text{с}$	в % від річного
Рік (97 %)	IV-III	300	100
Лімітуючий період (97 %)	VII-III	100	33,0
Нелімітуючий період (98 %)	IV-VI	200	67,0
Лімітуючий сезон (97 %)	XII-III	30	10,0
Нелімітуючий сезон (98 %)	VII-XI	70	23,0

Аналіз табл.3.4 показує, що найбільша частка стоку припадає на IV-VI місяці - 67 %, а в середині його – на нелімітуючий сезон літо-осінь (VII-XI місяці) – 23 %.

Перелік джерел

1. Гопченко Є.Д., Гушля А.В. Гідрологія суші з основами водних меліорацій. – Київ, 1994. – 295 с.
2. Горошков И.Ф. Гидрологические расчеты. – Л.: Гидрометеоздат, 1979. – С.169-199.
3. Клибашев К.П., Горошков И.Ф. Гидрологические расчеты. – М.: Гидрометеоздат, 1970. – С.207-211.
4. Пособие по определению расчетных гидрологических характеристик. – Л.: Гидрометеоздат, 1984. – 448 с.
5. Соколовский Д.Л. Речной сток. – Л.: Гидрометеоздат, 1968. - 538с.
6. Шелутко В.А. Техника статистических вычислений в гидрологии. – Л.: Гидрометеоздат, 1977. – 174 с.

ЗБІРНИК МЕТОДИЧНИХ ВКАЗІВОК
до практичних занять
з дисципліни ”Розрахунок річкового стоку ”

Укладачі: д.г.н., Гопченко Є.Д.,
к.г.н. Бурлуцька М.Е.

Підп. до друку	Формат 60x84/16	Папір офс.
Умовн.друк.арк.	Тираж	Зам. №

Одеський державний екологічний університет
65016, м.Одеса, вул. Львівська, 15

Надруковано з готового оригінал - макета