МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
ОДЕСЬКИЙ ДЕРЖАВНИЙ ЕКОЛОГІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ

ЗБІРНИК МЕТОДИЧНИХ ВКАЗІВОК ДО ПРАКТИЧНИХ ЗАНЯТЬ З ДИСЦИПЛІНИ

"ГІДРОЛОГІЧНІ РОЗРАХУНКИ"

для студентів IV курсу гідрометеорологічного інституту

Напрям підготовки – гідрометеорологія

Спеціальність – "Гідрографія"

"Затверджено"
на засіданні методичної комісії
гідрометеорологічного інституту
протокол № ____ від ________2007р.
____

Одеса-2007

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
ОДЕСЬКИЙ ДЕРЖАВНИЙ ЕКОЛОГІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ

ЗБІРНИК МЕТОДИЧНИХ ВКАЗІВОК
ДО ПРАКТИЧНИХ ЗАНЯТЬ
З ДИСЦИПЛІНИ
”ГІДРОЛОГІЧНІ РОЗРАХУНКИ”

Одеса - 2007

Збірник методичних вказівок до практичних занять з дисципліни “Гідрологічні розрахунки”.
/ проф. Лобода Н.С., доц..Овчарук В.А.– Одеса, ОДЕКУ, 2007. – 71 с.

Методичні вказівки призначені для студентів IV курсу денної форми навчання за спеціальністю “Гідрографія“.

ЗМІСТ

Загальні положення.. 4
1.Розрахунки статистичних параметрів стоку при наявності довготривалих спостережень за стоком..
1.1 Розрахунки статистичних параметрів за методом моментів........... 8
1.2 Розрахунки статистичних параметрів стоку за методом найбільшої правдоподібності... 13
1.3 Точність оцінок статистичних параметрів стоку, розрахованих за методом моментів та методом найбільшої правдоподібності................ 15
1.4Розрахунки статистичних параметрів стоку за графоаналітичним методом Г.А.Алексєєва.. 19
2. Вияв циклів у багаторічних коливаннях річного стоку. Приведення статистичних параметрів стоку до багаторічного періоду на базі графоаналітичного методу...
2.1 Вибір розрахункового періоду для визначення норми річного стоку. Методи згладжування хронологічних рядів...............................
2.1.1 Згладжування хронологічних рядів методом ковзного осереднення...
2.1.2 Метод різницевих інтегральних кривих...................................
2.2 Обчислення статистичних параметрів річного стоку при коротких рядах спостережень...
2.2.1 Приведення статистичних параметрів коротких рядів спостережень до багаторічного періоду графоаналітичним методом..
3. Розрахунки мінімального стоку при відсутності даних спостережень...
4. Розрахунки максимального стоку при відсутності даних спостережень...

ЗАГАЛЬНІ ПОЛОЖЕННЯ

Мета та задачі

При вивченні дисципліни „Гідрологічні розрахунки" студенти повинні отримати вміння та знання, які стосуються розуміння процесів та закономірностей формування річкового стоку, принципів та методів визначення кількісних характеристик стоку у різних водогосподарських та гідрометеорологічних умовах, його формування для забезпечення ефективної діяльності споживачів водних ресурсів.

Метою методичних вказівок є закріплення студентами знань, отриманих при вивченні теоретичних розділів таких дисциплін як "Теорія імовірностей та математична статистика", "Методи аналізу та обробки гідрометеорологічної інформації", " Гідрологія суші".

Задача методичних вказівок - вироблення практичних навичок визначення імовірнісних характеристик стоку на базі даних спостережень.
У результаті вивчення дисципліни „Гідрологічні розрахунки" студенти повинні:

Знати

- основні методи розрахунку статистичних параметрів стоку та границі їх застосування;
- методи розрахунку основних гідрологічних характеристик стоку при достатній кількості вихідної інформації по стоку та її репрезентативності;
- методи розрахунку основних гідрологічних характеристик стоку при недостатній кількості вихідної інформації по стоку;
- головні підходи до розробки методик розрахунків основних гідрологічних характеристик річного, максимального та мінімального стоку при відсутності вихідної інформації;

Вміти:

- розраховувати статистичні параметри рядів стоку різними методами (метод моментів, графоаналітичний, найбільшої правдоподібності);
- визначати цикли водності у коливаннях стоку;
- використовувати розроблені у нормативних документах методики визначення характеристик стоку (річного, мінімального, максимального) при відсутності даних спостережень.

Для успішного засвоєння дисципліни необхідні знання та вміння з таких дисциплін як "Теорія ймовірностей та математична статистика", "Методи аналізу та обробки гідрометеорологічної інформації".

Згідно з програмою курсу “Гідрологічні розрахунки” на вивчення цієї дисципліни відведено 28 години лекційного курсу та 28 години практичних занять. Лекційні часи та практичні роботи утворюють 7 модулів. Після завершення кожного теоретичного модуля студенти пишуть контрольну роботу. До модульного контролю виконання практичних робіт входять відповіді на контрольні запитання.

Контрольні запитання

1. Як визначити статистичні параметри за методом моментів (записати формули розрахунків)?
2. Як визначити статистичні параметри за методом найбільшої правдоподібності (записати формули розрахунків)?
3. Як визначити статистичні параметри за графоаналітичним методом (записати формули розрахунків)?
4. Як визначити цикли водності у коливаннях річного стоку?
5. Як за допомогою графоаналітичного методу привести короткий ряд спостережень до тривалого періоду?
6. Як можна розрахувати величину мінімального (максимального) стоку річки при відсутності даних спостережень?

За основу викладених у збірнику методичних вказівок питань взято такі труди як монографія А.В. Рождєственьского “Статистические методы в гидрологии”, підручник В.А. Шелутко “Численные методы в гидрологии”, підручник “Обробка та аналіз гідрометеорологічної інформації”, підготовлений авторами Школьним Є.П., Лоєвою І.Д., Гончаровою Л.Д., а також підручник Є.Д.Гопченко та А.В.Гушлі „Гідрологія з основами меліорації”.

ЗАВДАННЯ 1

1 РОЗРАХУНКИ СТАТИСТИЧНИХ ПАРАМЕТРІВ СТОКУ ПРИ НАЯВНОСТІ ДОВГОТРИВАЛИХ СПОСТЕРЕЖЕНЬ ЗА СТОКОМ (МЕТОД МОМЕНТІВ, НАЙБІЛЬШОЇ ПРАВДОПОДІБНОСТІ, ГРАФОАНАЛІТИЧНИЙ).

1.1 Розрахунки статистичних параметрів за методом моментів

В основі цього методу лежить визначення статистичних параметрів кривих розподілу через статистичні моменти. Поняття моментів прийшло в статистику а механіки, де воно використовується для опису розподілу мас. У статистиці значення дискретної випадкової величини представляється у вигляді матеріальної точки з масою пропорційною ймовірності з'явлення цієї випадкової величини.

Тоді сума добутків усіх можливих значень випадкової величини x_i на імовірність цих значень p_i являє собою абсцису центру тяжіння усієї системи N матеріальних точок (математичне сподівання):

$$m_x = \sum_{i=1}^{N} p_i x_i \tag{1.1}$$

або середньозважене із значень x_i, причому кожне із значень під час осереднення враховується з вагою, пропорційною імовірності появи цього значення

$$m_x = \frac{x_1 p_1 + x_2 p_2 + \ldots + x_n p_n}{p_1 + p_2 + \ldots + p_n} = \frac{\sum_{i=1}^{N} x_i p_i}{\sum_{i=1}^{N} p_i}; \tag{1.2}$$

де $\sum_{i=1}^{N} p_i = 1$

При описуванні властивостей статистичних сукупностей використовуються моменти двох видів: початкові α та центральні μ

$$\alpha_s = \sum_{i=1}^{N} x_i^s \, p_i \, ; \tag{1.3}$$

$$\mu_s = \sum_{i=1}^{N} (x_i - m_x)^s \, p_i \, ; \tag{1.4}$$

де S - порядок моменту.

Перший початковий момент α_1 дорівнює математичному сподіванню m_X. Другий центральний момент називають дисперсією і позначають σ_x^2. З них найбільше застосування у статистиці знайшли статистичні моменти α_1, μ_2, μ_3, μ_4 та їх безрозмірні характеристики (нормовані моменти). Останні мають такий вигляд:

- коефіцієнт варіації

$$C_V = \frac{\sqrt{\mu_2}}{m_x}, \quad \text{або} \quad C_V = \frac{\sigma_x}{m_x}, \tag{1.5}$$

- коефіцієнт асиметрії

$$C_S = \frac{\mu_3}{\sigma_x^3}, \tag{1.6}$$

- ексцес

$$E = \frac{\mu_4}{\sigma_x^4} - 3 \tag{1.7}$$

Кожен з цих моментів містить у собі певну інформацію про характер розподілу випадкової величини. Перший початковий момент α_1 або ***математичне сподівання*** m_X, є центром розподілу випадкової величини.

Другий центральний момент μ_2 або дисперсія σ_x^2 характеризує розсіювання значень випадкової величини відносно математичного сподівання. Дисперсія випадкової величини має розмірність квадрату випадкової величини. Але для більш наочної характеристики розсіювання зручно користуватися величиною, розмірність якої співпадає з розмірністю випадкової величини. Для цього з дисперсії добувають квадратний корінь. Отримана величина називається ***середнім квадратичним відхиленням*** (стандартом) випадкової величини і позначується символом σ_X. Стандарт представлений у безрозмірному вигляді (1.5) називається ***коефіцієнтом варіації***.

Третій центральний момент μ_3 служить характеристикою асиметрії розподілу. Якщо розподіл випадкової величини симетричний відносно m_X, то μ_3 дорівнює нулю. Безрозмірна характеристика асиметрії (1.6) називається ***коефіцієнтом асиметрії***.

Четвертий центральний момент μ_4 використовується для характеристики так званої "крутості", тобто гостровершинності, кривої розподілу. Ця властивість розподілу описується за допомогою так званого ексцесу (1.7). Число 3 віднімається від співвідношення тому, що для нормального закону розподілу $\mu_4/\sigma_x^4 = 3$. Отже ексцес нормального закону розподілу E дорівнює 0. Додатній ексцес означає, що крива більш гостровершинна у порівнянні з нормальною. Більш плоскі відносно нормальної криві мають від'ємний ексцес.

Розглянемо вибіркові оцінки перелічених моментів

$$\hat{\alpha}_1 = \hat{m}_{x-\bar{x}} = \sum_{i=1}^{n} x_i \hat{p}_i ; \tag{1.8}$$

$$\hat{\beta}_2 = \sum_{i=1}^{n} (x_i - \hat{m}_x)^2 \hat{p}_i ; \tag{1.9}$$

$$\hat{\beta}_3 = \sum_{i=1}^{n} (x_i - \hat{m}_x)^3 \hat{p}_i ; \tag{1.10}$$

$$\hat{\beta}_4 = \sum_{i=1}^{n} (x_i - \hat{m}_x)^4 \hat{p}_i ; \tag{1.11}$$

де n – довжина вибірки;
α_1, β_2, β_3, β_4 - вибіркові оцінки статистичних моментів;
p_i - відносна частота кожного значення x_i .

Вибіркова оцінка математичного сподівання називається середнім арифметичним значенням і позначається як $\bar{x}$. Якщо вихідний ряд розглядати як такий згрупований ряд, у якому кожному значенню випадкової величини відповідає абсолютна частота, що дорівнює одиниці, тоді відносна частота розраховується за формулою

$$\hat{p}_i = \frac{1}{n} \quad . \tag{1.12}$$

формули для розрахунків статистичних моментів набувають такого вигляду

$$\hat{\alpha} = \bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n} , \tag{1.13}$$

$$\hat{\beta}_2 = \hat{\sigma}_x^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}{n} , \tag{1.14}$$

$$\hat{\beta}_3 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^3}{n} , \tag{1.15}$$

$$\hat{\beta}_4 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^4}{n} . \tag{1.16}$$

Нормовані статистичні моменти C_V та C_S можна виразити через модульні коефіцієнти k_i .

$$C_v = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(k_i - 1)^2}{n}} , \tag{1.17}$$

$$C_s = \frac{\sum_{i=1}^{n}(k_i - 1)^3}{nC_v^3} , \tag{1.18}$$

де $$k_i = \frac{x_i}{\bar{x}} . \tag{1.19}$$

Оцінки центральних статистичних моментів другого, третього та більш вищих порядків не відповідають вимогам незміщеності. Отже при використанні розрахункових формул, наведених вище, ми будемо обчислювати моменти з систематичною похибкою. Для уникнення цього у формули (1.14), (1.15) та (1.17), (1.18) вводяться поправочні коефіцієнти:

для другого центрального моменту

$$\frac{n}{n-1}\,, \tag{1.20}$$

для третього

$$\frac{n^2}{(n-1)(n-2)}\,. \tag{1.21}$$

В результаті розрахункові формули мають такий вигляд

$$\hat{\sigma}_x^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}{n-1}, \tag{1.22}$$

або

$$\hat{C}_v = \frac{\hat{\sigma}_x}{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(k_i - 1)^2}{n-1}}\,, \tag{1.23}$$

$$\hat{C}_s = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^3}{\hat{\sigma}_x^3}\,\frac{n}{(n-1)(n-2)}, \tag{1.24}$$

або

$$\hat{C}_s = \frac{\sum_{i=1}^{n}(k_i - 1)^3}{\hat{C}_v^3}\,\frac{n}{(n-1)(n-2)}\,. \tag{1.25}$$

Що стосується ексцесу, то ця характеристика розподілу не використовується у гідрологічних розрахунках, тому що навіть при відносно довгих рядах стоку вона є недостовірною.

Слід відзначити, що введення поправочних множників (1.20) та (I.21) допомагає усунути зміщеність параметрів стокових рядів лише при $C_V \leq 0.5$. При $C_V > 0.5$ застосування методу моментів у гідрологічних розрахунках не рекомендується.

1.2 Розрахунки статистичних параметрів стоку за методом найбільшої правдоподібності

Походження назви цього методу пов'язане з застосуванням функції правдоподібності до визначення статистичних параметрів трьох параметричного гама-розподілу С.М. Крицького та М.Ф.Менкеля.

З одного боку, функція правдоподібності – це ймовірність сумісної появи вибірки в цілому. З другого, ймовірність сумісної появи події - це добуток ймовірностей появи кожної з подій. Отже, це добуток щільностей ймовірності усіх елементів вибірки, що містять у собі невідомий параметр, який треба оцінити.

Метод найбільшої правдоподібності - метод математичної статистики, у якому за оцінку невідомого значення параметру щільності імовірності береться те його значення, при якому функція правдоподібності досягає свого максимуму для даної вибірки випадкових величин, звідки і пішла назва – метод найбільшої правдоподібності. Математичний вираз для функції правдоподібності з невідомим параметром θ має такий вигляд:

$$L(x_1, x_2, x_3, \ldots, x_n, \theta)=f(x_1, \theta), f(x_2, \theta), \ldots, f(x_n, \theta) \qquad (1.26)$$

Відповідно до правил диференційного числення для того, щоб знайти оцінку θ, необхідно вирішити рівняння

$$\frac{\partial L}{\partial \theta} = 0. \qquad (1.27)$$

З ціллю спрощення розрахунків функцій правдоподібності її логарифмують і розглядають рівняння

$$\frac{1}{L}\frac{\partial L}{\partial \theta} = \frac{\partial \ln L}{\partial \theta} = 0. \qquad (1.28)$$

Таким чином, якщо для деякого параметра θ існує його ефективна оцінка, то вона є єдиним в цьому випадку рішенням рівняння (1.28). Метод найбільшої правдоподібності приводить до обґрунтованих оцінок з незначним зміщенням. Але вид розрахункових формул статистичних параметрів залежить від обраного закону розподілу випадкової величини. Є.Г.Блохінов застосував метод найбільшої правдоподібності до трипараметричного гама-розподілу С.М.Крицького та М.Ф.Менкеля. Строге рішення приводить до складних трансцендентних рівнянь. У зв'язку з цим був запропонований спрощений засіб оцінки параметрів. У результаті отримані такі статистики

$$\hat{\lambda}_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n}; \qquad (1.29)$$

$$\hat{\lambda}_2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} \lg \frac{x_i}{\bar{x}}}{n}; \qquad (1.30)$$

$$\hat{\lambda}_3 = \frac{\sum_{i=1}^{n} \frac{x_i}{\bar{x}} \lg \frac{x_i}{\bar{x}}}{n}. \qquad (1.31)$$

Перша із статистик $\hat{\lambda}_1$, дорівнює середньоарифметичному значенню випадкової величини $\bar{X}$. Дві другі (λ_2, λ_3) функціонально зв'язані з коефіцієнтом варіації C_V та коефіцієнтом асиметрії C_S. Для переходу від λ_2 та λ_3 до C_V та C_S/C_V побудовані спеціальні номограми.

Деяка зміщеність параметрів λ_2 та λ_3 може бути усунена за рахунок поправочного множника $\frac{n}{n-1}$, тоді

$$\hat{\lambda}_2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} \lg k_i}{n-1}; \qquad (1.32)$$

$$\hat{\lambda}_3 = \frac{\sum_{i=1}^{n} k_i \lg k_i}{n-1}. \qquad (1.33)$$

1.3 Точність оцінок статистичних параметрів стоку, розрахованих за методом моментів та методом найбільшої правдоподібності

Як вже відмічалося вище, оцінка параметру може відрізнятися від значення цього ж параметру генеральної сукупності. Якість оцінок визначається їх систематичними та випадковими похибками. Систематичні похибки можна усунути, а випадкові лише оцінити. Вичерпне уявлення про випадкові похибки оцінок параметрів дає знання їх закону розподілу, але оскільки ряди стоку підкоряються розподілу, який відрізняється від нормального, встановити закон розподілу вибіркових оцінок іноді неможливо. У гідрологічних розрахунках встановлюють середньоквадратичну похибку оцінок, яка є основним показником випадкових похибок. Оцінювання середньоквадратичного відхилення вибіркових оцінок параметрів проводилося на основі метода статистичних іспитів (Монте Карло) за таким алгоритмом.

1. Генерація генеральної сукупності стокових величин за обраною функцією розподілу і заданими статистичними параметрами, яка розбивається на вибірки менші за об'ємом.
2. Розрахунки зміщених оцінок параметрів по вибіркам.
3. Усунення зміщеності оцінок.
4. Розрахунки середньоквадратичного відхилення незміщених оцінок від значення параметрів генеральної сукупності.

Саме таким шляхом були розроблені формули середньоквадратичного відхилення параметрів C_S та C_V. Що стосується оцінки математичного сподівання, то його середньоквадратичне відхилення розраховується за формулою розробленою для величин, які підкорюються нормальному закону розподілу, тобто

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma_x}{\sqrt{n}}, \tag{1.34}$$

дотримуючись при цьому припущення, що нормальний закон розподілу вибіркових середніх зберігається і для вибірок, які відхиляються від нормального розподілу.

Для рядів, що не мають внутришньорядного зв'язку (r=0), стандарт вибіркових параметрів, оцінених по методу моментів та найбільшої правдоподібності розраховується за формулами, наведеними в таблиці 1.1.

Якщо $C_s / C_V \neq 2.0$ стандарт вибіркової оцінки C_V, визначеної методом найбільшої правдоподібності, коректується за допомогою поправочного коефіцієнта виду:

$$K_{C_v} = \frac{\varphi_{C_v}\ (\text{при} \quad C_v = mC_v)}{\varphi_{C_v}\ (\text{при} \quad C_s = 2C_v)},$$

який знімається з графіка залежності K_{C_v} від вибіркових оцінок C_v та C_s / C_v (рис. 1.1).

Таблиця 1.1 – Формули для оцінки випадкових похибок розрахунків статистичних параметрів

Параметр	Середньоквадратичне відхилення параметру	
	Метод моментів	Метод найбільшої правдоподібності
$\overline{X}$	$\frac{\sigma_x}{\sqrt{n}}$	$\frac{\sigma_x}{\sqrt{n}}$
C_v	$\sigma_{C_V} = \frac{C_v}{n+4C_v^2}\sqrt{\frac{n(1+C_v^2)}{2}}$	$\sigma_{C_V} = \frac{C_v}{\sqrt{2n}}\sqrt{\frac{3}{3+C_v^2}}$ для $C_s / C_v = 2$
C_s	$\sigma_{C_S} = \sqrt{\frac{6}{n}(1+6C_v^2+5C_v^4)}$	
C_v / C_s	$\sigma_{C_S/C_V} = \frac{1}{C_v}\sqrt{\frac{6}{n}}$	Рисунок 1.2

Стандарт відношення C_s / C_v, встановленого за методом найбільшої правдоподібності, також можна знайти, використовуючи зв’язок σ_{C_s/C_v} та C_v (рис.1.2).

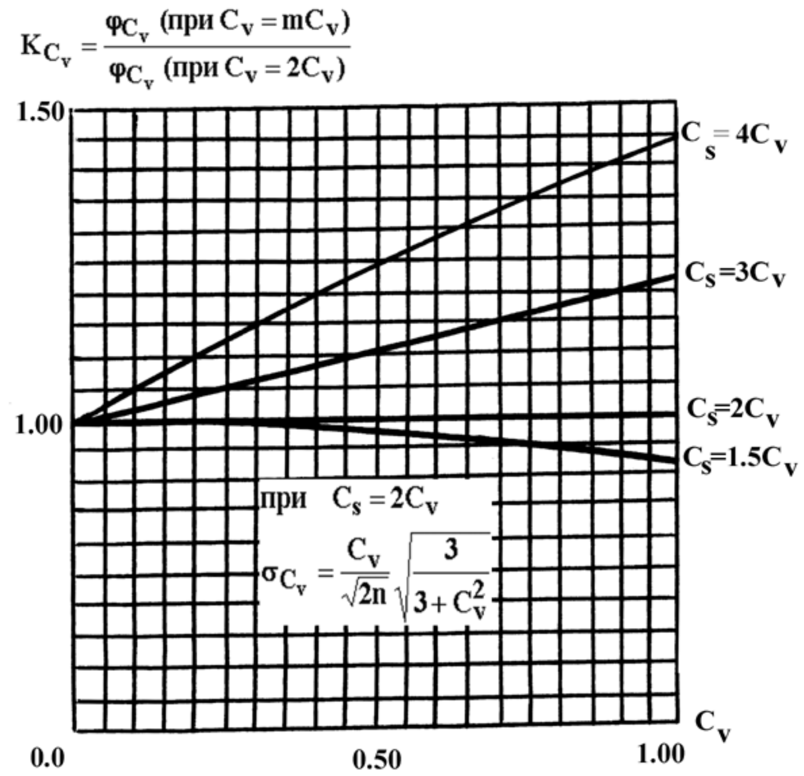

Рисунок 1.1 - Графік для обчислення стандарту коефіцієнту варіації при різних C_s / C_v для трипараметричного гама-розподілу

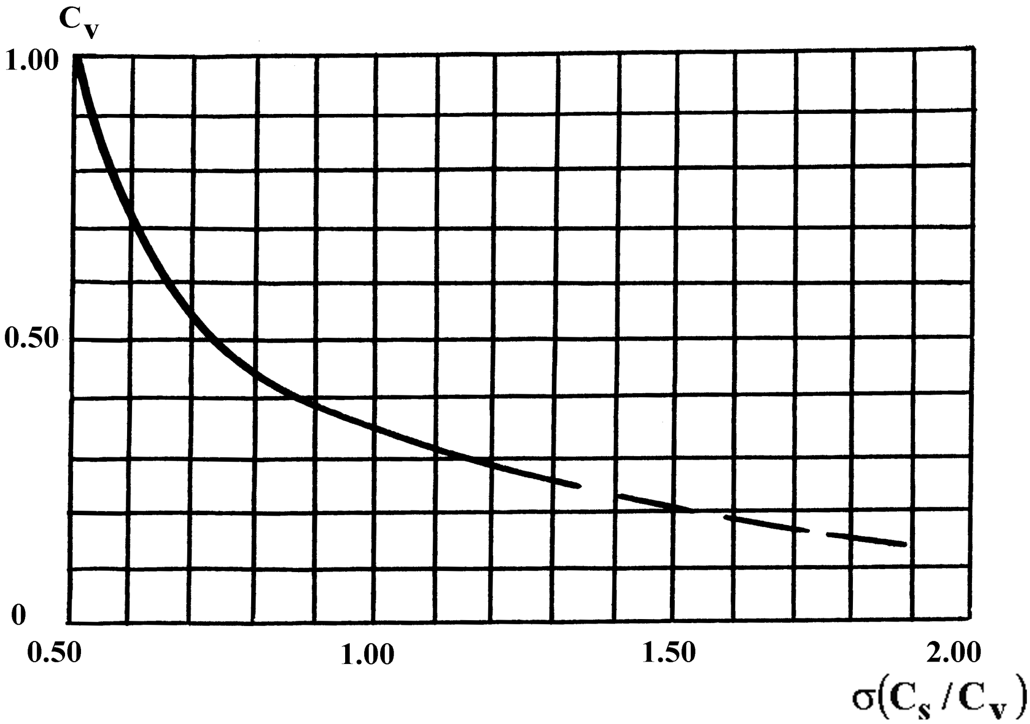

Рисунок 1.2 – Графік для визначення стандарту відношення C_s / C_v для трипараметричного гама-розподілу

Відношення стандарту вибіркової оцінки до значення самого вибіркового параметру, виражене у відсотках, називається відносним середньоквадратичним відхиленням вибіркового параметру від параметру генеральної сукупності

$$\varepsilon_{\bar{x}} = \frac{\sigma_{\bar{x}}}{\bar{x}} 100\% = \frac{C_V \bar{x}}{\sqrt{n}\bar{x}} 100\%, \tag{1.35}$$

$$\varepsilon_{C_V} = \frac{\sigma_{C_V}}{C_V} 100\%, \tag{1.36}$$

$$\varepsilon_{C_S} = \frac{\sigma_{C_S}}{C_s} 100\%. \tag{1.37}$$

Відносні середньоквадратичні відхилення або відносні похибки визначення вибіркових параметрів використовується, як критерій якості розрахунків або, як критерій достатньої чи недостатньої тривалості спостережень за стоком. Наприклад, при розрахунках річного стоку тривалість періоду спостережень за стоком визнається достатньою, якщо ε_x < 5-10%, ε_{Cv}<15%. У протилежному випадку ці оцінки статистичних параметрів уточняються по даним річок-аналогів з набагато більшим періодом спостережень. Метод уточнення має назву методу приведення рядів стоку до тривалого періоду за методом аналогії. Вибіркові значення коефіцієнта асиметрії, як правило, мають великі середньоквадратичні відхилення і його відносне значення (ε_{Cs}) досягає 50-70% від вибіркового значення самого параметру. У зв'язку з цим оцінки параметра C_S, або співвідношення C_S/C_V осереднюються у границях однорідних за умовами формування стоку гідрологічних районах.

З формул розрахунків середньоквадратичних відхилень оцінок статистичних параметрів видно, що випадкові похибки зростають по мірі збільшення часової мінливості стоку, яка характеризується коефіцієнтом варіації C_V. Але ріст випадкових похибок розрахунків статистичних параметрів при застосуванні метода моментів інтенсивніший, ніж при застосуванні метода найбільшої правдоподібності. Ця різниця стає особливо помітною при C_V>0.5. Тому СНіП 2.01.14-83 рекомендує при C_V>0.5 для розрахунків статистичних параметрів використовувати метод найбільшої правдоподібності.

1.4 Розрахунки статистичних параметрів стоку за графоаналітичним методом Г.А.Алексєєва

Графоаналітичний метод являє собою спрощений спосіб розрахунків статистичних параметрів. Його назва обумовлюється використанням емпіричної кривої забезпеченості та теоретичного (аналітичного) закону розподілу. При застосуванні методу приймається умова збіжності теоретичної кривої розподілу з емпіричною хоча б у трьох точках, які звуться характерними. Цей метод дозволяє оцінити статистичні параметри по рядам стоку безпосередньо для того теоретичного розподілу імовірностей, який в більшій мірі відповідає емпіричному. Розглянемо випадок, коли, за теоретичний розподіл стокової величини прийнятий закон розподілу Пірсона III.

У гідрологічних розрахунках закон розподілу випадкової величини задається у вигляді функції забезпеченості. Забезпеченість значення x випадкової величини X є імовірність перевищення x, тобто

$$P(x) = p(X > x) . \qquad (1.38)$$

Оцінкою забезпеченості значення x_i з вибірки випадкових величин довжиною n є відносна частота події $X \geq x_i$. Для обчислення емпіричної забезпеченості p використовується формула

$$P(x_i) = \frac{m}{n+1}, \qquad (1.39)$$

де m - порядковий номер елемента x_i у ранжованому статистичному ряді (мається на увазі статистичний ряд, в якому всі члени розміщені в порядку зменшення $x_{i+1}<x_i$). Фактично m являє собою абсолютну частоту події $X \leq x_i$.

З графіка емпіричної кривої забезпеченості, що нанесена на відповідну клітчатку імовірностей, знімають величини стоку в характерних точках з забезпеченістю 5, 50 та 95 відсотків (%). Виходячи з припущення, що ці точки емпіричної кривої забезпеченості співпадають з теоретичною, звернемося до закону розподілу Пірсона III. Цей теоретичний закон розподілу випадкової величини надається в СНІП 2.01.14-83 таблицею нормованих відхилень Ф , що залежать від забезпеченості P і коефіцієнту асиметрії C_S:

$$\Phi(p, C_S) = \frac{x_p - \bar{x}}{\sigma_x}. \qquad (1.40)$$

Для трьох характерних точок за формулою (1.40) визначаються випадкові величини x_P :

$$x_5 = \bar{x} + \hat{\sigma}_x \Phi_5; \qquad (1.41)$$

$$x_{50} = \bar{x} + \hat{\sigma}_x \Phi_{50}, \qquad (1.42)$$

$$x_{95} = \bar{x} + \hat{\sigma}_x \Phi_{95}, \qquad (1.43)$$

з трьома невизначеними параметрами $\bar{x}$, $\hat{\sigma}_x$ та $\hat{C}_s$. Параметр $\hat{C}_s$ входить у рівняння (1.41-1.43) в силу того, що Φ_P є функцією C_S. Для визначення коефіцієнту асиметрії використовується коефіцієнт скісності S, який функціонально пов'язаний з C_S і наводиться у таблицях ординат кривої забезпеченості Пірсона III.

Коефіцієнт скісності розраховується за такою формулою

$$S = \frac{x_5 + x_{95} - 2x_{50}}{x_5 - x_{95}}. \qquad (1.44)$$

По таблиці 1.2 відповідно S встановлюється коефіцієнт $\hat{C}_s$ та нормовані ординати Φ_5, Φ_{50}, Φ_{95}.

Для отримання математичного виразу, що буде визначати середньоквадратичне відхилення, віднімаємо з лівої та правої частин рівняння (1.41) відповідні частини рівняння (1.43):

$$\hat{\sigma}_x(\Phi_5 - \Phi_{95}) = x_5 - x_{95}, \qquad (1.45)$$

звідки

$$\sigma_x = \frac{x_5 - x_{95}}{\Phi_5 - \Phi_{95}}. \qquad (1.46)$$

Середнє арифметичне значення знаходять з рівняння (1.42)

$$\bar{x} = x_{50} - \hat{\sigma}_x \Phi_{50}. \tag{1.47}$$

Коефіцієнт варіації розраховується за виразом (1.5).

Якщо коефіцієнт скісності S від'ємний, то це свідчить про від'ємну асиметрію ($C_s < 0$) розподілу. У таких випадках наведені в таблиці ординат кривої забезпеченості Пірсона III величини беруться з протилежним знаком:

$$\frac{x_p - \bar{x}}{\sigma_x} = -\Phi_p, \tag{1.48}$$

для значень забезпеченості p*= 100 - p і при додатному значенні коефіцієнта асиметрії $C_S^* = \left|C_S\right|$ Тоді

$$S^* = -S = \frac{2x_{50} - x_5 - x_{95}}{x_5 - x_{95}}, \tag{1.49}$$

$$\sigma_x = \frac{x_5 - x_{95}}{\Phi_5 - \Phi_{95}}, \tag{1.50}$$

$$\bar{x} = x_{50} - \sigma_x \Phi_{50}. \tag{1.51}$$

Зрозуміло, що хоч у графоаналітичному методі розрахунків статистичних параметрів і використовується теоретичний закон розподілу, отримані статистичні характеристики є все ж таки тільки оцінками статистичних параметрів генеральної сукупності, бо вони спираються на емпіричну криву забезпеченості, побудовану по даним вибірки з генеральної сукупності.

Таблиця 1.2 – Значення коефіцієнта асиметрії C_s та скісності S кривої розподілу Пірсона III

C_s	$\frac{x_p - \bar{x}}{\sigma_x} = \frac{k_p - 1}{C_v} = \Phi(P, C_s)$						$\Phi_5 - \Phi_{95}$	S
	$\hat{O}_1$	$\hat{O}_2$	Φ_5	$\hat{O}_{10}$	$\hat{O}_{50}$	$\hat{O}_{95}$		
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
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

Продовження таблиці 1.2

C_s	$\frac{x_p - \overline{x}}{\sigma_x} = \frac{k_p - 1}{C_v} = \Phi(P, C_s)$						$\Phi_5 - \Phi_{95}$	S
	$\hat{O}_1$	$\hat{O}_2$	$\hat{O}_5$	$\hat{O}_{10}$	$\hat{O}_{50}$	$\hat{O}_{95}$		
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

ПРИКЛАД РОЗРАХУНКІВ

1.1 Розрахувати статистичні параметри річного стоку з водозбору р.Ока – м.Калуга за період з 1936 по 1970 рр, використовуючи метод моментів.

Вихідні дані та результати обчислень повинні бути оформлені в таблиці такого вигляду:

Таблиця 1.3 –Розрахунок статистичних параметрів річного стоку за методом моментів р.Ока – м.Калуга, 1936-1970 рр.

№ пп	Рік	Q_i, м^3/с	$K_i = \frac{Q_i}{\overline{Q}}$	$K_i - 1$	$(K_i - 1)^2$	$(K_i - 1)^3$
1	1936	281	1.65	0.65	0.4225	0.2746
2	1937	304	1.38	0.38	0.1444	0.0555
....	....	....	....	....	....	....
....	....	....	....	....	....	....
....	....	....	....	....	....	....
35	1970	450	0.65	-0.35	0.1225	0.04274
Сума		9531	35.08	-0.01	2.0056	0.4247

Розрахунок проводиться в такій послідовності:

1.Обчислення середньої арифметичної величини за формулою (1.13)

n=35; $\overline{Q} = \frac{9531}{35} = 272 \quad м^3 / с;$

2.Обчислення коефіцієнту варіації за формулою (1.23)

$$C_v = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} (k_i - 1)^2}{n - 1}} = \sqrt{\frac{2.0056}{34}} = 0.24;$$

3.Обчислення коефіцієнту асиметрії за виразом (1.25)

$$C_s = \frac{\sum_{i=1}^{n}(k_i - 1)^3}{C_v^3} \frac{n}{(n-1)(n-2)} = \frac{35 \times 0.4247}{34 \times 33 \times 0.0143} = \frac{14.9}{16.0} = 0.93;$$

4.Середнє квадратичне відхилення визначається за (1.5)

$$\sigma_Q = 0.24 \times 272 = 65.3 \text{ м}^3/\text{с};$$

5.Випадкові похибки статистичних параметрів обчислені за формулами, приведеними в табл.1.1 для методу моментів

$$\sigma_{\overline{Q}} = \frac{65.3}{\sqrt{35}} = \frac{65.3}{5.92} = 11.0;$$

$$\sigma_{C_V} = \frac{C_v}{n + 4C_v^2}\sqrt{\frac{n(1 + C_v^2)}{2}} = \frac{0.24}{35 + 4 \times 0.24^2}\sqrt{\frac{35(1 + 0.24^2)}{2}} = 0.029;$$

$$\sigma_{C_S}\sqrt{\frac{6}{n}(1 + 6C_v^2 + 5C_v^4)} = \sqrt{\frac{6}{35}(1 + 6 \times 0.24^2 + 5 \times 0.24^4)} = 0.48;$$

6.Відносні випадкові похибки визначення статистичних параметрів визначаються за формулами (1.35)-(1.37)

$$\varepsilon_{\overline{Q}} = \frac{0.24}{5.92}100\% = 4.05\%;$$

$$\varepsilon_{\overline{Q}} = \frac{11.0}{272}100\% = 0.0405 \quad \text{або} \quad 4.05\%;$$

$$\varepsilon_{C_V} = \frac{\sigma_{C_V}}{C_v}100\% = \frac{0.029}{0.24}100\% = 12.1\%;$$

$$\varepsilon_{C_S} = \frac{\sigma_{C_S}}{C_S} 100\% = \frac{0.48}{0.93} 100\% = 51.6\% .$$

На підставі отриманих результатів можна зробити висновок, що точність розрахунків статистичних параметрів $\overline{Q}$ та C_v задовільна, так як $\varepsilon_{\overline{Q}} < 5\%$, а $\varepsilon_{C_v} < 15\%$.

Відносне середньоквадратичне відхилення параметру C_s складає 51.6%, тобто цей параметр рекомендується розраховувати по середньому для розглядуваного регіону співвідношенню C_s / C_v.

1.2 Розрахувати статистичні параметрів річного стоку з водозбору р. Сіверський Донець – м. Біла Калитва за період з 1934 по 1962 роки, використовуючи метод найбільшої правдоподібності.

Вихідні дані та результати обчислень оформлюють в таблиці (табл. 1.4).

Довжина ряду становить 24 роки.

Для визначення статистик $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$ використані формули (1.29), (1.32), (1.33).

Таблиця 1.4 – Обчислення статистичних параметрів ряду
за методом найбільшої правдоподібності
р. Сіверський Донець – м.Біла Калитва, 1934-1962 рр.

№ пп	Рік	Q_i, м³/с	K_i	$\lg K_i$	$K_i \lg K_i$
1	1934	271	1.84	0.404	1.013
...	.....	.....	.....	.....	.....
...	.....	.....	.....	.....	......
24	1962	54.9	0.37	-0.432	-0.160
Сума		3526	24	-1.103	1.072

$$\overline{Q} = \lambda_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n} = \frac{3526}{24} = 147 \text{ м}^3/\text{с};$$

$$\lambda_2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} \lg k_i}{n-1} = \frac{-1.103}{23} = -0.0480$$

$$\lambda_3 = \frac{\sum_{i=1}^{n} k_i \lg k_i}{n-1} = \frac{1.072}{23} = 0.0466$$

За номограмам, наведеними в [4], знаходимо значення C_V та співвідношення C_S/C_V.

Таким чином, $\overline{Q} = 147$ ì ^{3}/ñ, $C_V = 0.48$, $C_S = 3C_V = 1.44$. При цьому $\sigma_Q = 0.48 \times 147 = 70.6$ м^3/с.

$$\sigma_{\overline{Q}} = \frac{\sigma_Q}{\sqrt{n}} = \frac{70.6}{\sqrt{24}} = 14.4;$$

$$\varepsilon_{\overline{Q}} = \frac{C_V}{\sqrt{n}} 100\% = \frac{0.48}{\sqrt{24}} 100\% = 9.80\%.$$

Середньоквадратичне відхилення коефіцієнту варіації при $C_S = 2C_V$ (табл.1.1 – метод найбільшої правдоподібності) складає:

$$\sigma_{C_V} = \frac{C_V}{\sqrt{2n}} \sqrt{\frac{3}{3 + C_V^2}} = \frac{0.48}{\sqrt{2 \times 24}} \sqrt{\frac{3}{3 + 0.48^2}} = 0.0668;$$

У нашому випадку $C_S = 3C_V$, отже для отриманого σ_{C_V} необхідно ввести поправочний коефіцієнт К, використовуючи рисунок 1.1, де $K = 1.1$. Тоді

$$\sigma_{C_V} = 0.0668 \times 1.1 = 0.0735;$$

$$\varepsilon_{C_V} = \frac{\sigma_{C_V}}{C_V} 100\% = \frac{0.0735}{0.48} 100\% = 15.3\%.$$

Середньоквадратичне відхилення C_S/C_V знаходимо в залежності від C_V (рис. 1.2).

$$\sigma_{C_s/C_v} = 0.73; \qquad \varepsilon_{C_S} = \frac{\sigma_{C_S}}{C_S}100\% = \frac{0.73}{1.44}100\% = 50.7\%.$$

Отримані результати свідчать, що необхідно привести цей ряд до тривалого періоду, оскільки відносні середньоквадратичні відхилення параметрів Q та C_V близькі до припустимих ($\varepsilon_{\overline{Q}} = 5 - 10\%; \quad \varepsilon_{\tilde{N}_v} = 15\%$) або дещо перевищують їх.

1.3 Визначити статистичні параметри максимального стоку весняного водопілля для водозбору р. Половинна - с. Половина за період з 1951 по 1967 роки.

Вихідні матеріали та матеріали розрахунків емпіричної забезпеченості розміщуються в таблиці 1.5.

Хід виконання роботи:

1. На клітчатку ймовірностей наносимо величини стоку відповідної забезпеченості (графи 4 та 5 наведеної нижче таблиці).
2. Будуємо емпіричну криву забезпеченості.
3. З кривої знімаємо три характерні точки Q_5, Q_{50}, $Q_{95.}$
4. Обчислюємо коефіцієнт скошеності S за виразом (1.44).
5. Значення C_S знаходимо з таблиці 1.2 відповідно установленому S.
6. За формулами графоаналітичного методу визначаємо оцінки статистичних параметрів σ_Q, $\overline{Q}$, C_V (1.46; 1.47;1.5).

Значення характерних витрат води становлять:

$$Q_{5\%} = 35.0\,ì^3/ñ; \qquad Q_{50\%} = 20.0\,ì^3/ñ; \qquad Q_{95\%} = 8.50\,ì^3/ñ.$$

Отже, коефіцієнт скісності дорівнює:

$$S = \frac{x_5 + x_{95} - 2x_{50}}{x_5 - x_{95}} = \frac{35.0 + 8.50 - 2 \times 20.0}{35.0 - 8.50} = \frac{3.5}{26.5} = 0.13.$$

Значення коефіцієнту асиметрії установлюється в залежності від S за таблицею 1.2:

$\tilde{N}_s = \varphi(S) = 0.45$.

Статистичні параметри σ_Q, $\overline{Q}$, C_v обчислюються за формулами (1.46), (1.47) та (1.5):

$\hat{O}_5 - \hat{O}_{95} = 3.26$; $\hat{O}_{50} = -0.08$;

$$\sigma_Q = \frac{x_5 - x_{95}}{\Phi_5 - \Phi_{95}} = \frac{35.0 - 8.50}{3.26} = 8.13 \text{ м}^3/\text{с}.$$

$$\overline{Q} = Q_{50} - \sigma_Q \Phi_{50} = 20.0 - 8.13 \times (-0.08) = 20.6 \text{ м}^3/\text{с}.$$

$$C_v = \sigma_Q / \overline{Q} = 8.13 / 20.6 = 0.39.$$

Таблиця 1.5 – Розрахунки ординат емпіричної кривої забезпеченості максимального стоку весняного водопілля р.Половинна-с.Половина, 1951-1967 рр.

№ пп	Рік	Q_{max}, м^3/с	Q_{max}, м^3/с	$\hat{p} = \frac{m}{n+1}$
1	1951	16.1	31.5	5.90
2	1952	14.3	30.1	11.7
...	....	....	....	....
....	....	....	....	....
16	1967	24.7	9.71	94.1

ЗАВДАННЯ 2

2 ВИЯВ ЦИКЛІВ У БАГАТОРІЧНИХ КОЛИВАННЯХ РІЧНОГО СТОКУ. ПРИВЕДЕННЯ СТАТИСТИЧНИХ ПАРАМЕТРІВ СТОКУ ДО БАГАТОРІЧНОГО ПЕРІОДУ НА БАЗІ ГРАФОАНАЛІТИЧНОГО МЕТОДУ

Однією з основних характеристик водних ресурсів річок є норма стоку.

Важливість знання норми річного стоку полягає у тому, що вона є базовою та стійкою характеристикою водних ресурсів даного регіону.

Нормою стоку називається його середня величина за багаторічний період з незмінними ландшафтно-географічними умовами, які відносяться до сучасної геологічної епохи та з однаковим рівнем господарського освоєння басейну річки. Багаторічний ряд спостережень, за яким визначається норма стоку, повинен включати не менше двох повних циклів коливань водності. Цикли водності складаються з двох фаз – багатоводної та маловодної.

Норма стоку може бути виражена як середньорічна витрата води $\overline{Q}$ м^3/с, середній річний об'єм стоку W в м^3 або км^3, середній річний модуль стоку $\overline{q}$ в л/скм^2, середній річний шар стоку $\overline{Y}$ в мм, віднесений до площі водозбору F.

При тривалому періоді норма річного стоку спостережень (N років) визначається як середньоарифметичне значення річних величин стоку

$$\overline{q}_N = \frac{q_1 + q_2 + \ldots + q_{n-1} + q_n}{N} = \frac{\sum\limits_{i=1}^{N} q_i}{N}, \qquad (2.1)$$

де $q_1, q_2, \ldots\ldots, q_n$ – середньорічні величини стоку; N – кількість років спостережень.

Внаслідок недостатньої тривалості фактичних рядів спостережень за річним стоком, які частіше за все, не перевищують 60-80 років та складають 20-40 років, норма річного стоку, розрахована за формулою (2.1), буде відрізнятися від істинного середнього значення $\overline{q}_N$ при $N \to \infty$ на деяку величину σ_{q_n}, тобто

$$\overline{q}_n = \overline{q}_n \pm \sigma_{q_n}, \tag{2.2}$$

де $\overline{q}_n$ - середня величина річного стоку за обмежений період спостережень (n років);

σ_{q_n} - середня квадратична похибка n-річної середньої.

Для оцінки точності визначення норми стоку річок використовують відносне значення середньої квадратичної похибки. Так, якщо виразити σ_{q_n} у відсотках від $\overline{q}_n$, то отримаємо відносну середню квадратичну похибку норми стоку, яка розраховується за формулою (1.35). Відносна похибка коефіцієнта варіації ε_{C_v} обчислюється за формулою (1.36).

Для більшої частини території СНГ норма річного стоку розраховується як його середнє значення за такою тривалістю спостережень, при якій воно є достатньо стійким для практичних розрахунків, тобто з похибкою не більше 5% (для зони достатнього зволоження), або 10% (для зони недостатнього зволоження), та з похибкою коефіцієнта варіації $\sigma_{C_v} \le 15\%$.

2.1 Вибір розрахункового періоду для визначення норми річного стоку. Методи згладжування хронологічних рядів

Циклічність коливань річного стоку тієї чи іншої річки можна досліджувати за хронологічними графіками (рис.2.1).

Однак ці календарні графіки зміни річних величин стоку не завжди дають достатньо повне уявлення про циклічні коливання стоку, внаслідок наявності малих циклів на загальному фоні багаторічних коливань водності річки.

Наявність достатньо суттєвих випадкових коливань річного стоку заважає виявленню закономірностей їх часового ходу, які виражені у формі довготривалих циклів зміни річного стоку.

Для виявлення таких циклів застосовуються засоби згладжування або фільтрації.

2.1.1 Згладжування хронологічних рядів методом ковзного осереднення

Ковзне згладжування коливань річного стоку визначають за формулою:

$$\tilde{q}_i = \frac{1}{T} \sum_{k=-\frac{T-1}{2}}^{k=\frac{T-1}{2}} q_{i+k} \tag{2.3}$$

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

При лінійному згладжуванні хронологічних графіків за трьохрічками:

$$\tilde{q}_1 = \frac{1}{6}\left(5q_1 + 2q_2 - q_3\right)$$

$$\tilde{q}_2 = \frac{1}{3}\left(q_1 + q_2 + q_3\right),$$

$$\tilde{q}_3 = \frac{1}{3}\left(q_2 + q_3 + q_4\right), \tag{2.4}$$

.

.

.

$$\tilde{q}_{n-1} = \frac{1}{3}\left(q_{n-2} + q_{n-1} + q_n\right),$$

$$\tilde{q}_n = \frac{1}{6}\left(5q_n + 2q_{n-1} - q_{n-2}\right).$$

Лінійне згладжування хронологічних графіків за п'ятирічками:

$$\tilde{q}_1 = \frac{1}{5}\left(3q_1 + 2q_2 + q_3 - q_5\right)$$

$$\tilde{q}_2 = \frac{1}{10}(4q_1 + 3q_2 + 2q_3 + q_1),$$

$$\tilde{q}_3 = \frac{1}{5}(q_1 + q_2 + q_3 + q_4 + q_5), \tag{2.5}$$

.

.

.

$$\tilde{q}_{n-1} = \frac{1}{5}(q_{n-4} + q_{n-3} + q_{n-2} + q_{n-1} + q_n),$$

$$\tilde{q}_n = \frac{1}{10}\left(4q_n + 3q_{n-1} + 2q_{n-2} + q_{n-3}\right).$$

Якщо після першого етапу суттєвого згладжування не відбулося, то можна виконати повторне згладжування тим же багаточленом (рис.2.1).

Недоліком методу лінійного фільтру є те, що згладжений член ряду має той же ваговий коефіцієнт, що й сусідні елементи. В результаті може статися зміщення меж переходу з однієї фази водності до іншої, особливо при великих Т. Зараз є велика кількість інших методів математичних фільтрів, за допомогою яких виявляють періодичні складові в коливальних рядах. Серед них є не тільки лінійні, але й нелінійні фільтри. Прикладом нелінійного фільтру є біноміальний, який достатньо добре описаний у підручнику «Статистические методы в гидрологии» А.В.Рождєственського та А.І.Чеботарьова [4]. Досить часто в практиці розрахунків використовуються різницеві інтегральні криві.

2.1.2 Метод різницевих інтегральних кривих

Різницеві інтегральні криві відхилень річних величин стоку від його середнього значення будують у відносних величинах, тобто у модульних коефіцієнтах. Для побудування такої кривої послідовно сумують відхилення модульних коефіцієнтів хронологічного ряду від їх середнього багаторічного значення, який дорівнює одиниці.

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

Рис.2.1.

$$\sum_{i=1}^{t}(K_i - 1) = f(t), \tag{2.6}$$

де K_i - модульний коефіцієнт.

При побудуванні різницевої інтегральної кривої (рис.2.2) розраховують наростаючу суму відхилень з урахуванням знаку.

Різницева інтегральна крива має ту властивість, що тангенс кута α прямої, яка поєднує дві точки інтегральної кривої із віссю абсцис, характеризує середню величину підінтегральної функції за період m років, тобто:

$$\operatorname{tg}\alpha = (K_i - 1)_{cp} = \frac{l_k - l_n}{m}, \tag{2.7}$$

де l_k, l_n - відповідно кінцева та початкова ординати інтегральної кривої для періоду часу, який розглядається;
m – число років у періоді часу (рис 2.2).

Період часу, для якого об'єднуюча пряма лінія інтегральної кривої відхиляється вверх відносно осі абсцис та значення $(K_i - 1)_{cp}$ позитивне, відповідає багатоводній фазі коливань стоку. Період же, для якого об'єднуюча лінія нахилена вниз та $(K_i - 1)_{cp}$ має негативне значення, відповідає маловодній фазі.

<u>Приклад розрахунку</u>

Дано: середньорічні модулі стоку за період з 1914 по 1985 рр для р.Південний Буг – с.Олександрівка (табл.2.1). Площа водозбору F=46200 км^2.

1.Для наведеного ряду розраховується середньобагаторічне значення та коефіцієнт варіації за формулами (1.13) та (1.23).

$$\overline{q}_n = \frac{\sum_{=1}^{n} q_i}{n} = \frac{137}{70} = 1.96 \text{ л/скм}^2; \qquad C_v = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(K_i - 1)^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{9.69}{70}} = 0.38$$

Рис.2.2.

.

Таблиця 2.1 – Середньорічні модулі стоку і ковзне осереднення хронологічного ряду середньобагаторічних модулів стоку за трьохрічками р.Південний Буг – с.Олександрівка, F=46200 км^2

п/п	рік	Модуль стоку q_i, л/скм^2	Згладжені модулі стоку q_3 л/скм^2
1	1914	1.29	1.37
2	1915	1.68	1.51
3	1916	1.57	1.65
4	1918	1.20	1.38
5	1919	1.84	1.48
6	1920	1.41	1.22
7	1921	0.41	1.50
8	1922	2.68	1.80
9	1923	2.32	2.45
10	1924	2.36	1.94
11	1925	1.15	1.86
12	1926	2.08	1.48
13	1927	1.22	1.60
14	1928	1.50	1.72
15	1929	2.45	1.68
16	1930	1.09	1.90
17	1931	2.16	2.35
18	1932	3.81	2.77
19	1933	2.34	2.61
20	1934	1.67	1.93
21	1935	1.77	1.44
22	1936	0.87	1.68
23	1937	2.40	1.58
24	1938	1.46	1.71
25	1939	1.27	2.09

Продовження таблиці 2.1

№ п/п	рік	Модуль стоку q_i, л/скм^2	Згладжуванні модулі стоку q_3 л/скм^2
26	1940	3.53	3.12
27	1943	1.57	1.57
28	1945	1.87	1.53
29	1946	1.31	1.98
30	1947	2.77	2.21
31	1948	2.55	2.47
32	1949	2.08	1.97
33	1950	1.28	1.66
34	1951	1.61	1.47
35	1952	1.51	1.68
36	1953	1.91	1.45
37	1954	0.92	1.48
38	1955	1.62	1.76
39	1956	2.75	1.78
40	1957	0.97	1.77
41	1958	1.59	1.13
42	1959	0.83	1.54
43	1960	2.21	1.42
44	1961	1.23	1.79
45	1962	1.94	1.74
46	1963	2.04	1.66
47	1964	0.99	1.70
48	1965	2.06	1.72
49	1966	2.12	2.10
50	1967	2.11	2.13
51	1968	2.16	2.41
52	1969	2.96	2.81

Продовження таблиці 2.1

№ п/п	рік	Модуль стоку q_i, л/скм^2	Згладжуванні модулі стоку q_3 л/скм^2
53	1970	3.31	2.91
54	1971	2.45	2.50
55	1972	1.75	2.08
56	1973	2.03	1.88
57	1974	1.86	1.79
58	1975	1.48	1.75
59	1976	1.90	1.99
60	1977	2.60	2.42
61	1978	2.75	2.83
62	1979	3.14	3.39
63	1980	4.29	3.45
64	1981	2.92	3.18
65	1982	2.32	2.30
66	1983	1.65	2.03
67	1984	2.11	2.21
68	1985	2.86	2.21
69	1986	1.65	2.07
70	1987	1.69	1.11

За формулою (1.35) оцінюється похибка середньобагаторічного значення $\overline{q}$:

$$\varepsilon_{\overline{q}} = \pm \frac{100 C_v}{\sqrt{n}} \% = \frac{0.38}{\sqrt{70}} \cdot 100\% = 4.5\%$$

Відносна похибка коефіцієнта варіації обчислюється за формулою (1.36):

$$\varepsilon_{C_v} = \sqrt{\frac{1 + C_v^{\,2}}{2\,n}} 100\% = \sqrt{\frac{1 + 0.14}{2 \cdot 70}} 100\% = 9.0\%.$$

Таким чином, похибки при розрахунках $\overline{q}$ та C_v укладаються в рамки припустимих, а середньобагаторічне значення $\overline{q}$ може вважатися нормою стоку - $\overline{q}_n$.

За даними таблиці 2.1 будується хронологічний графік коливань річного стоку (рис.2.1), на нього наноситься норма стоку $\overline{q}_n$.

2.За формулою (2.4) на підставі табл.2.1 виконане ковзне осереднення, результати якого занесені в табл.2.1. Якщо ряд перерваний, то осереднення перед розривом виконується як для кінцевих членів ряду, а після розриву – як для перших членів ряду.

3.Значення згладженого ряду наносяться на хронологічний графік коливань річного стоку (рис.2.1). Аналіз рисунку показує, що на хронологічному графіку коливань річного стоку після згладжування по трьохрічкам можна виділити декілька багатоводних та маловодних угрупувань: з 1914 р. до 1922 р., з 1925 до 1930 р, з 1934 по 1939 р, з 1949 до 1973 р, з 1973 до 1976 р спостерігались маловодні угрупування, а з 1923 р до 1924, з 1931 по 1933 р, з 1946 по 1948 р, з 1966 до 1972 р і з 1977 до 1983 р. – багатоводні.

4.Для розрахунку ординат різницевої інтегральної кривої середньорічні модулі було внесено із табл.2.1 до табл.2.2 у хронологічному порядку. Для кожного члена ряду розраховано значення модульних коефіцієнтів $K_i = \frac{q_i}{\overline{q}_n}$. Для контролю виконаної роботи знаходиться $\sum_{i=1}^{n} K_i$, яка повинна приблизно дорівнювати кількості членів ряду N. У наведеному прикладі $\sum_{i=1}^{70} = 69.7$, а N=70. Наступний етап полягає у розрахунку відхилення модульних коефіцієнтів K_i від середнього значення, тобто одиниці. Сума цих відхилень $\sum_{i=1}^{n}(K_i - 1)$ повинна дорівнювати або бути близькою до нуля. Як видно із табл.1.2 $\sum_{i=1}^{n}(K_i - 1)$ дорівнює 0.11. Це розходження пов’язане із точністю розрахунків і його можна вважати припустимим, виходячи із умови, що ця похибка не повинна бути більшою за $\left(\frac{N}{4}\cdot 0.01\right)$. Далі, маючи значення $\sum_{i=1}^{n}(K_i - 1)$, будується різницева інтегральна крива (рис.2.2). По характерних ділянках на ній можна виділити такі цикли водності: з 1921 до 1939 р. $(K_{cp} = 0.93)$, з 1946 по 1955 р $(K_{cp} = 0.90)$, з 1924 до 1933 р. $(K_{cp} = 1.00)$, з 1949 до 1971 $(K_{cp} = 0.94)$ та з 1951 по 1971р $(K_{cp} = 1.00)$. За розрахунковий можна прийняти період, у якому величина K_{cp} знаходиться у межах від 0.95 до 1.05. Якщо $K_{cp} < 1.0$, то у розрахунковому періоді переважає маловодна фаза, при $K_{cp} > 1.0$ - багатоводна.

Таким чином, за розрахунковий для визначення норми стоку на р.Південний Буг – с.Олександрівка можна прийняти періоди з 1921 до 1933, з 1931 до 1939 р. та з 1956 до 1971 р., а також увесь період з 1918 до 1985 р.

Таблиця 2.2 – Розрахунок ординат різницевої інтегральної кривої для басейну р.Південний Буг – с.Олександрівка, F=46200 км^2

№ п/п	роки	Модуль стоку q_i, л/скм^2	Модульні коефіцієнти, K_i	$(K_i - 1)$	$\sum(K_i - 1)$
1	1914	1.29	0.65	-0.35	-0.35
2	1915	1.68	0.85	-0.15	-0.50
3	1916	1.57	0.80	-0.20	-0.70
4	1918	1.20	0.61	-0.39	-1.09
5	1919	1.84	0.93	-0.07	-1.16
6	1920	1.41	0.72	-0.28	-1.44
7	1921	0.41	0.21	-0.79	-2.23
8	1922	2.68	1.36	0.36	-1.87
9	1923	2.32	1.18	0.18	-1.69
10	1924	2.36	1.20	0.20	-1.50
11	1925	1.15	0.58	-0.42	-1.91
12	1926	2.08	1.06	0.06	-1.86

Продовження таблиці 2.2

№ п/п	роки	Модуль стоку q_i, л/скм^2	Модульні коефіцієнти, K_i	$(K_i - 1)$	$\sum(K_i - 1)$
13	1927	1.22	0.62	-0.38	-2.24
14	1928	1.50	0,76	-0.24	-2.48
15	1929	2.45	1,24	0.24	-2.23
16	1930	1.09	0,55	-0.45	-2.68
17	1931	2.16	1,10	0.10	-2.58
18	1932	3.81	1,93	0.93	-1.65
19	1933	2.34	1,19	0.19	-1.46
20	1934	1.67	0,85	-0.15	-1.61
21	1935	1.77	0,90	-0.10	-1.71
22	1936	0.87	0,44	-0.56	-2.27
23	1937	2.40	1,22	0.22	-2.05
24	1938	1.46	0.74	-0.26	-2.31
25	1939	1.27	0.64	-0.36	-2.67
26	1940	3.53	1.79	0.79	-1.86
27	1943	1.57	0.80	-0.20	-2.08
28	1945	1.87	0.95	-0.05	-2.08
29	1946	1.31	0.66	-0.34	-2.42
30	1947	2.77	1.41	0.41	-2.01
31	1948	2.55	1.29	0.29	-1.71
32	1949	2.08	1.06	0.06	-1.66
33	1950	1.28	0.65	-0.35	-2.01
34	1951	1.61	0.82	-0.18	-2.19
35	1952	1.51	0.77	-0.23	-2.43
36	1953	1.91	0.97	-0.03	-2.46
37	1954	0.92	0.47	-0.53	-2.99
38	1955	1.62	0.82	-0.18	-3.17

Продовження таблиці 2.2

№ п/п	роки	Модуль стоку q_i, л/скм^2	Модульні коефіцієнти, K_i	$(K_i - 1)$	$\sum(K_i - 1)$
39	1956	2.75	1.40	0.40	-2.77
40	1957	0.97	0.49	-0.51	-3.28
41	1958	1.59	0.81	-0.19	-3.47
42	1959	0.83	0.42	-0.58	-4.05
43	1960	2.21	1.12	0.12	-3.93
44	1961	1.23	0.62	-0.38	-4.30
45	1962	1.94	0.98	-0.02	-4.32
46	1963	2.04	1.04	0.04	-4.28
47	1964	0.99	0.50	-0.50	-4.78
48	1965	2.06	1.05	0.05	-4.73
49	1966	2.12	1.08	0.08	-4.66
50	1967	2.11	1.07	0.07	-4.59
51	1968	2.16	1.10	0.10	-4.49
52	1969	2.96	1.50	0.50	-3.99
53	1970	3.31	1.68	0.68	-3.31
54	1971	2.45	1.24	0.24	-3.06
55	1972	1.75	0.89	-0.11	-3.18
56	1973	2.03	1.03	0.03	-3.15
57	1974	1.86	0.94	-0.06	-3.20
58	1975	1.48	0.75	-0.25	-3.45
59	1976	1.90	0.96	-0.04	-3.49
60	1977	2.60	1.32	0.32	-3.17
61	1978	2.75	1.40	0.40	-2.77
62	1979	3.14	1.59	0.59	-2.18
63	1980	4.29	2.18	1.18	-1.00

Продовження таблиці 2.2

№ п/п	роки	Модуль стоку q_i, л/скм^2	Модульні коефіцієнти, K_i	$(K_i - 1)$	$\sum(K_i - 1)$
64	1981	2.92	1.48	0.48	-0.52
65	1982	2.32	1.18	0.18	-0.34
66	1983	1.65	0.84	-0.16	-0.50
67	1984	2.11	1.07	0.07	-0.43
68	1985	2.86	1.45	0.45	0.02
69	1986	1.65	0.84	-0.16	-0.14
70	1987	1.69	0.86	-0.14	-0.28
Сума $\Sigma =$			69.7	0.11	

2.2 Обчислення статистичних параметрів річного стоку при коротких рядах спостережень

Короткими вважають ряди, які не задовольняють принципу репрезентативності, тобто не мають повних циклів коливань водності, а середня квадратична похибка середнього значення ряду не перевищує ±10%. Відповідно СНіП 2.01.14-83 [3] у таких випадках виконується приведення статистичних параметрів розподілу до багаторічного періоду за допомогою річок-аналогів, які мають тривалі ряди спостережень за стоком і відповідають вимогам репрезентативності [2].

При виборі річки-аналога необхідно дотримуватись таких вимог:

- щоб розрахункова річка і річка-аналог знаходилися у безпосередній географічній близькості;
- схожості кліматичних умов;
- однорідності умов формування стоку;
- синхронності коливань річного стоку на досліджуваних водозборах;
- щоб площі водозборів не відрізнялися більше, ніж в 10 разів, а їх середні висоти (для гірських річок) – більше, чим на 300 м;
- щоб періоди спільних спостережень за стоком на досліджуваних річках були не менше ніж 10 років.

Об’єктивним критерієм правильності вибору річки-аналога є досить тісний зв’язок між характеристиками стоку за період спільних спостережень, який характеризується коефіцієнтом кореляції r (за умови $r \geq 0.7$).

За аналог можуть бути прийняті один або декілька пунктів, які відповідають вищенаведеним умовам.

Приведення статистичних параметрів річного стоку до багаторічного періоду за наявності одного аналога виконується графічним, аналітичним, графо-аналітичним способом або за методом коефіцієнтів.

2.2.1 Приведення статистичних параметрів коротких рядів спостережень до багаторічного періоду графоаналітичним методом

Відповідно до графоаналітичного методу статистичні параметри короткого ряду $\overline{q}_n, C_v, C_s$ обчислюються через характерні ординати згладженої кривої забезпеченості (5%, 50%, 95%) на підставі кореляційної залежності за спільний період спостережень.

Приведення виконується за наступною схемою.

1) Значення річного стоку за багаторічний період спостережень по річці-аналогу розташовують в порядку убування та визначають їх забезпеченість за формулою (1.39):

2) На підставі цих даних на клітчатці імовірності будується емпірична крива забезпеченості річного стоку річки-аналога, яка згладжується. З неї знімають опорні ординати $q^a_{5\%}, q^a_{50\%}, q^a_{95\%}$.

3) Використовуючи графік залежності річних модулів стоку розрахункової річки та річки-аналога, знаходять відповідні ординати кривої забезпеченості досліджуваної річки $q_{5\%}, q_{50\%}, q_{95\%}$.

4) Статистичні параметри короткого ряду розраховують за відновленими ординатами як показано в п.1.4.

<u>Приклад розрахунку</u>.

Виконати приведення статистичних параметрів річного стоку р.Південний Буг – м.Первомайськ графоаналітичним методом.

Дано: 1) середньорічні модулі стоку р.Південний Буг – м.Первомайськ за період спостережень з 1946 по 1960 рр. (табл.2.3). площа водозбору F=44000 км^2.

2) Середньорічні модулі стоку річки-аналогу р.Південний Буг – с.Олександрівка за період спостережень з 1914 по 1987 рр. Площа водозбору F=46200 км^2. Норма стоку $\overline{q}^a_N = 1.96$ л/скм^2, коефіцієнт варіації

$C_v = 0.38$, $C_s / C_v = 2.0$, середньоквадратична похибка $\varepsilon_{q_N^a} = 4.5\%$ (п.2.1).

Запропонований аналог задовольняє принципу репрезентативності та відповідає необхідним вимогам. Середнє значення річного модуля стоку р.Південний Буг–м.Первомайськ за період 1946-1960 рр. становить $\overline{q} = \frac{\sum_{i=1} q_i}{n} = \frac{26.45}{15} = 1.76$ л/скм^2.

Для розрахунку коефіцієнту варіації складається таблиця 2.4.

Таблиця 2.3 – Середньорічні модулі стоку р.Південний Буг – м.Первомайськ та р.Південний Буг – с.Олександрівка за період спільних спостережень 1946-1960 рр.

№ п/п	рік	Модуль стоку q_i, л/скм^2 р.Південний Буг – м.Первомайськ	Модуль стоку q_i, л/скм^2 р.Південний Буг – с.Олександрівка
1	1946	1.48	1.31
2	1947	2.95	2.71
3	1948	2.32	2.55
4	1949	2.20	2.08
5	1950	1.22	1.28
6	1951	1.61	1.61
7	1952	1.59	1.51
8	1953	1.94	1.91
9	1954	0.88	0.92
10	1955	1.55	1.62
11	1956	3.06	2.75
12	1957	0.95	0.97
13	1958	1.57	1.59
14	1959	0.86	0.83
15	1960	2.27	2.21

Таблиця 2.4 – Розрахунок коефіцієнта варіації р.Південний Буг – м.Первомайськ

№ п/п	рік	Модуль стоку q_i, л/скм^2	Модульні коефіцієнти, K_i	$(K_i - 1)$	$\sum(K_i - 1)^2$
1	1946	1.48	0.841	-0.159	0.025
2	1947	2.95	1.676	0.676	0.457
3	1948	2.32	1.318	0.318	0.101
4	1949	2.20	1.250	0.250	0.063
5	1950	1.22	0.693	-0.307	0.094
6	1951	1.61	0.915	-0.085	0.007
7	1952	1.59	0.903	-0.097	0.009
8	1953	1.94	1.102	0.102	0.010
9	1954	0.88	0.500	-0.500	0.250
10	1955	1.55	0.881	-0.119	0.014
11	1956	3.06	1.739	0.739	0.546
12	1957	0.95	0.540	-0.460	0.212
13	1958	1.57	0.892	-0.108	0.012
14	1959	0.86	0.489	-0.511	0.261
15	1960	2.27	1.290	0.290	0.084
Сума			15.03	-0.010	0.0841

Коефіцієнт варіації дорівнює:

$$C_v = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(K_i - 1)^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{2.22}{14}} = 0.40.$$

Середня квадратична похибка $\overline{q}$ встановлюється за формулою (1.35):

$$\varepsilon_{q_n} = \pm \frac{\sigma_q}{\overline{q}_n \sqrt{n}} \cdot 100\% = \pm \frac{100\, C_v}{\sqrt{n}}\,\% = \frac{0.40}{\sqrt{15}} 100\% = 10.3\% > 10\%$$

Значення $\varepsilon_{\overline{q}}$ більше за припустиме, тому необхідно приведення ряду до багаторічного періоду.

1. Перш ніж приводити ряд до тривалого періоду графоаналітичним методом будується залежність середньорічних модулів стоку розрахункової річки р.Південний Буг – м.Первомайськ та річки-аналога р.Південний Буг – с.Олександрівка за період з 1946 по 1960 рр. (рис.2.3).

Зв'язок прямолінійний, проходить через початок координат. Середнє відхилення точок від лінії зв'язку не перевищує 10%. Тангенс кута нахилу лінії зв'язку до осі аналога складає 0.96, тобто близький до лінії рівних значень.

Для підтвердження висновку розраховується коефіцієнт кореляції r і заноситься у таблицю 2.4.

$$r = \frac{\sum_{i=1}^{n} (\Delta q \cdot \Delta q^{a})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n} \Delta q^{2} \cdot \sum_{i=1}^{n} (\Delta q^{a})^{2}}} = \frac{6.058}{\sqrt{6.648 \cdot 5.697}} = 0.98$$

Такий високий коефіцієнт кореляції ще раз підтверджує правильність вибору річки-аналога.

2.При використанні графоаналітичного методу спочатку для ряду модулів стоку річки-аналогу (р.Південний Буг – с.Олександрівка) за період 1914-1985 рр будується емпірична крива забезпеченості. З цією метою річні модулі стоку розташовують в порядку убування та визначають рангові імовірності P% за формулою (1.39).

В таблиці 2.5 наведені ординати відповідної кривої забезпеченості.

Точки наносяться на клітчату ймовірностей та проводиться згладжена емпірична крива забезпеченості (рис.2.4). Згідно з кривою опорні ординати становлять:

$q_{5\%} = 3.15$ л/скм^2;

$q_{50\%} = 1.74$ л/скм^2;

$q_{59\%} = 0.80$ л/скм^2.

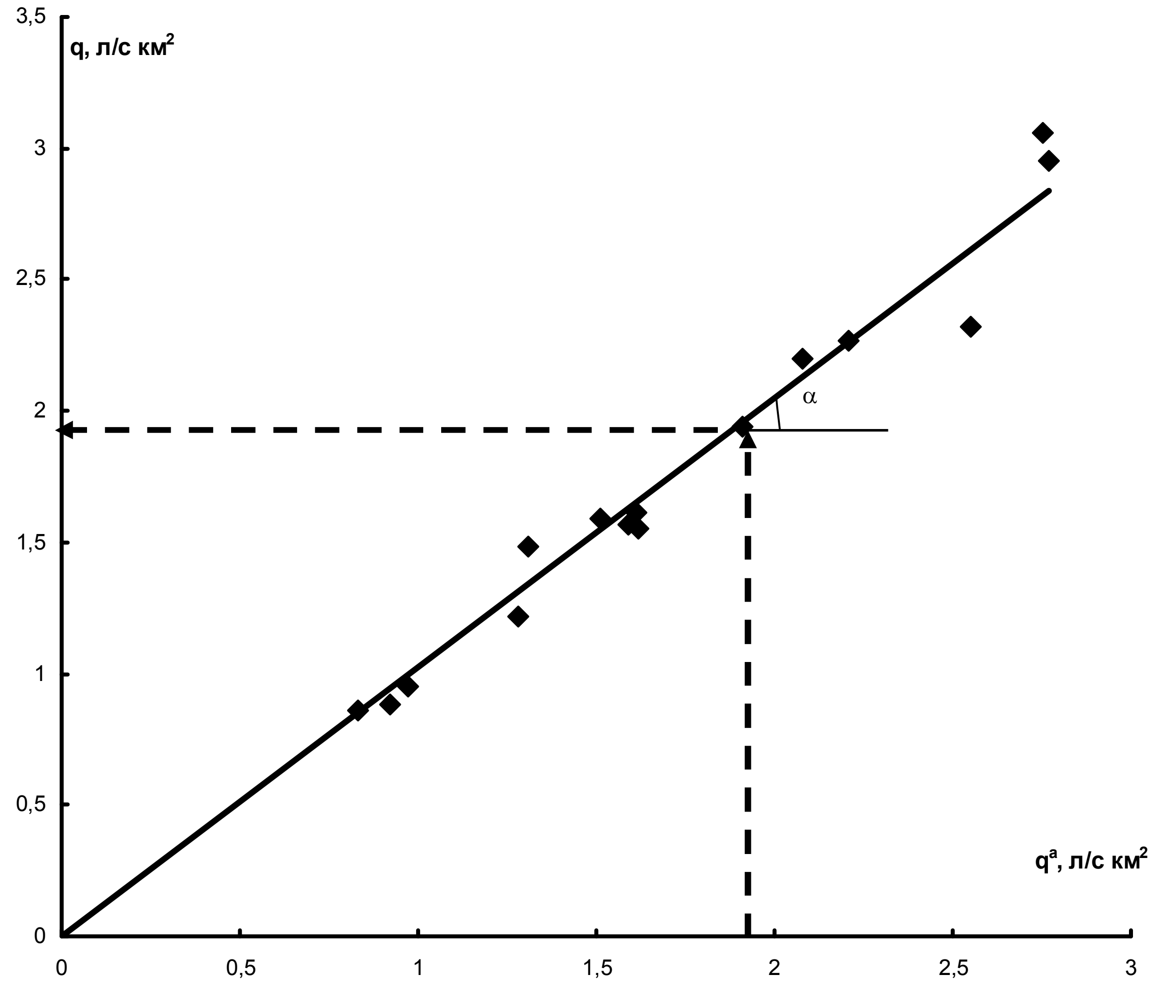

Рисунок 2.3 - Залежність середньорічних модулів стоку р.Південний Буг - с.Олександівка (qa) та р.Південний Буг - м.Первомайськ (q) за спільний період спостережень (1946 - 1960 рр.)

Таблиця 2.4 - Визначення кореляційної залежності між модулями річного стоку р.Південний Буг – с.Олександрівка та Південний Буг – м.Первомайськ

№ п/п	Рік	q_i, л/скм^2	q_i^a, л/скм^2	$\Delta = q_i - \bar{q}$	$\Delta^a = q_i^a - \bar{q}^a$	Δq^2	$(\Delta q^a)^2$	$\Delta q \times \Delta q^a$	$(\Delta q + \Delta q^a)^2$
1	1946	1.48	1.31	-0.28	-0.42	0.078	0.176	0.118	0.490
2	1947	2.95	2.77	1.19	1.04	1.416	1.082	1.238	4.973
3	1948	2.32	2.55	0.56	0.82	0.314	0.672	0.459	1.904
4	1949	2.20	2.08	0.44	0.35	0.194	0.123	0.154	0.624
5	1950	1.22	1.28	-0.54	-0.45	0.292	0.203	0.243	0.980
6	1951	1.61	1.61	-0.15	-0.12	0.023	0.014	0.018	0.073
7	1952	1.59	1.51	-0.17	-0.22	0.029	0.048	0.037	0.152
8	1953	1.94	1.91	0.18	0.18	0.032	0.032	0.032	0.130
9	1954	0.88	0.92	-0.88	-0.81	0.774	0.656	0.713	2.856
10	1955	1.55	1.62	-0.21	-0.11	0.044	0.012	0.023	0.102
11	1956	3.06	2.75	1.30	1.02	1.69	1.040	1.326	5.382
12	1957	0.95	0.97	-0.81	-0.76	0.656	0.578	0.616	2.465
13	1958	1.57	1.59	-0.19	-0.14	0.036	0.020	0.027	0.109
14	1959	0.86	0.83	-0.90	-0.90	0.810	0.810	0.810	3.240
15	1960	2.27	2.21	0.51	0.48	0.260	0.230	0.245	0.980
Σ		26.45	25.91	0.05	-0.04	6.648	5.697	6.058	
ср		1.76	1.73						

На підставі цих значень з графіка зв'язку (рис.2.3) знаходимо відповідні ординати для р.Південний Буг – м.Первомайськ. Тобто: $q_{5\%} = 3.05$ л/скм^2, $q_{50\%} = 1.74$ скм^2, $q_{95\%} = 0.80$ л/скм^2. Ці значення використовуємо для подальших розрахунків. Коефіцієнт скісності дорівнює:

$$S = \frac{q_{5\%} + q_{95\%} - 2q_{50\%}}{q_{5\%} - q_{95\%}} = \frac{3.05 + 0.80 - 2 \cdot 1.74}{3.05 - 0.80} = 0.16$$

Рисунок2.4 - емпірична крива забезпеченості

Таблиця 2.5 - Ординати емпіричної кривої забезпеченості
(р.Південний Буг – с.Олександрівка)

№ п/п	рік	q_i^a, л/скм^2	$q_{i\downarrow}^a$, л/скм^2	P, %
1	1914	1.29	4.29	1.41
2	1915	1.68	3.81	2.82
3	1916	1.57	3.53	4.23
4	1918	1.20	3.31	5.63
5	1919	1.84	3.14	7.04
6	1920	1.41	2.96	8.45
7	1921	0.41	2.92	9.86
8	1922	2.68	2.86	11.27
9	1923	2.32	2.77	12.68
10	1924	2.36	2.75	14.08
11	1925	1.15	2.75	15.49
12	1926	2.08	2.68	16.90
13	1927	1.22	2.60	18.31
14	1928	1.50	2.55	19.72
15	1929	2.45	2.45	21.13
16	1930	1.09	2.45	22.54
17	1931	2.16	2.40	23.94
18	1932	3.81	2.36	25.35
19	1933	2.34	2.34	26.76
20	1934	1.67	2.32	28.17
21	1935	1.77	2.32	29.58
22	1936	0.87	2.21	30.99
23	1937	2.40	2.16	32.39
24	1938	1.46	2.16	33.80

Продовження табл.2.5				
№ п/п	рік	q_i^a, л/скм^2	$q_{i\downarrow}^a$, л/скм^2	P, %
25	1939	1.27	2.12	35.21
26	1940	3.53	2.11	36.62
27	1943	1.57	2.11	38.03
28	1945	1.87	2.08	39.44
29	1946	1.31	2.08	40.85
30	1947	2.77	2.06	42.25
31	1948	2.55	2.04	43.66
32	1949	2.08	2.03	45.07
33	1950	1.28	1.94	46.48
34	1951	1.61	1.91	47.89
35	1952	1.51	1.90	49.30
36	1953	1.91	1.87	50.70
37	1954	0.92	1.86	52.11
38	1955	1.62	1.84	53.52
39	1956	2.75	1.77	54.93
40	1957	0.97	1.75	56.34
41	1958	1.59	1.69	57.75
42	1959	0.83	1.68	59.15
43	1960	2.21	1.67	60.56
44	1961	1.23	1.65	61.97
45	1962	1.94	1.65	63.38
46	1963	2.04	1.62	64.79
47	1964	0.99	1.61	66.20
48	1965	2.06	1.59	67.61
49	1966	2.12	1.57	69.01
50	1967	2.11	1.57	70.42

Продовження табл.2.5				
№ п/п	рік	q_i^a, л/скм^2	$q_{i\downarrow}^a$, л/скм^2	P, %
51	1968	2.16	1.51	71.83
52	1969	2.96	1.50	73.24
53	1970	3.31	1.48	74.65
54	1971	2.45	1.46	76.06
55	1972	1.75	1.41	77.46
56	1973	2.03	1.31	78.87
57	1974	1.86	1.29	80.28
58	1975	1.48	1.28	81.69
59	1976	1.90	1.27	83.10
60	1977	2.60	1.23	84.51
61	1978	2.75	1.22	85.92
62	1979	3.14	1.20	87.32
63	1980	4.29	1.15	88.73
64	1981	2.92	1.09	90.14
65	1982	2.32	0.99	91.55
66	1983	1.65	0.97	92.65
67	1984	2.11	0.92	94.37
68	1985	2.86	0.87	95.77
69	1986	1.65	0.83	97.18
70	1987	1.69	0.41	98.59

З таблиці [3] при $S = 0.16$ коефіцієнт асиметрії $C_s = 0.60$ та нормовані ординати біноміальної кривої забезпеченості складають:

$\hat{O}_{5\%} = 1.80$; $\hat{O}_{50\%} = -0.13$; $\hat{O}_{95\%} = -1.45$.

Середнє квадратичне відхилення становить:

$$\sigma = \frac{q_{5\%} - q_{95\%}}{\hat{O}_{5\%} - \hat{O}_{95\%}} = \frac{3.05 - 0.80}{3.25} = 0.69$$

Середньобагаторічний модуль стоку дорівнює:

$$\overline{q}_N = q_{50\%} - \sigma\hat{O}_{50\%} = 1.75 - 0.69(-0.18) = 1.84 \text{ л/скм}^2.$$

Коефіцієнт варіації C_v дорівнює:

$$C_v = \frac{\sigma}{\overline{q}_N} = \frac{0.69}{1.84} = 0.37.$$

Похибка норми стоку приведеного ряду, розраховується за формулою:

$$\varepsilon_{\overline{q}_n} = \sqrt{\varepsilon_1^2 + \varepsilon_2^2} = \sqrt{4.50^2 + 1.95^2} = 4.9\%$$

де $\varepsilon_1 = \varepsilon^a_{\overline{q}_N} = 4.6\%$;

$$\varepsilon_2 = \frac{C_v\sqrt{1 - r^2}}{\sqrt{n}} 100\% = \frac{0.38\sqrt{1 - 0.98^2}}{\sqrt{15}} 100\% = 1.95\%.$$

Тобто похибка зменшилася на 5.4%.

ЗАВДАННЯ 3

З РОЗРАХУНКИ МІНІМАЛЬНОГО СТОКУ ПРИ ВІДСУТНОСТІ ДАНИХ СПОСТЕРЕЖЕНЬ

За відсутності систематичних вимірювань стоку і відповідно часових рядів норма мінімального стоку визначається непрямими методами. Найпоширеніші - карти норми мінімального стоку (модуля або шару). Будуються карти за даними вивчених річок з вимогами точності обчислювання норми стоку. Враховуючи суттєвий вплив на річковий стік місцевих та антропогенних факторів, при складанні карт використовуються тільки ті матеріали, які відносяться до середніх площ водозборів.

Загалом мінімальний стік підлеглий географічній зональності. Так, у літньо-осінній період 30-денний модуль стоку 80-%-ної забезпеченості закономірно зменшується з 6 л/с км^2 - на північному заході Росії 15-20 л/с км^2 на Північному Уралі до 0.5 л/с км^2 і менше - на південному сході. Набагато менше зимовий мінімальний стік. Він становить 2-4 л/с км^2 на півночі і 0-0.25 л/с км^2 на півдні і південному сході Росії, зростаючи до 10-15 л/с км^2 на Чорноморському побережжі.

Відхилення на окремих водозборах розрахункових значень мінімального стоку від зональних пов'язані, головним чином, з неповнотою дренування ґрунтових вод (малі річки), гідрогеологічними особливостями території, зарегульованністю стоку великими водоймищами (озера, водосховища) проточного типу. Тому географічна зональність в розподілі мінімального стоку характерна лише для водозборів певних розмірів у кожній природній зоні.

Для побудови карти мінімального стоку у СНіП 2.01.14-83 використовувались значення витрат фіксованої забезпеченості – мінімальні 30-денні витрати 80%-ої забезпеченості. Відповідно до СНіП 2.01.14-83, значення мінімального 30-добового модуля стоку щорічної ймовірності перевищення слід знімати з карт ізоліній мінімального 30-добового зимового [СНіП, аркуш 17] або ізоліній літньо-осіннього стоку річок ймовірністю перевищення 80% [СНіП, аркуш 18] для центрів тяжіння басейну шляхом інтерполяції між ізолініями стоку. Якщо водозбір перетинає декілька ізоліній, то значення мінімального стоку визначаються як середні зважені за площею

$$q_{80\%} = \frac{q_{80\%1} f_1 + q_{80\%2} f_2 + \dots q_{80\%n} f_n}{f_1 + f_2 \dots + f_n}, \qquad (3.1)$$

де $q_{80\%1}, q_{80\%2}, \ldots q_{80\%n}$ - середні значення модулів мінімального стоку між сусідніми ізолініями; $f_1, f_2, \ldots f_n$ - площі між відповідними ізолініями стоку, які визначаються планіметруванням або за допомогою палетки.

Точність визначення мінімального стоку за картами ізоліній змінюється у середньому від ±10% у зволожених районах до ±20% - у районах недостатнього зволоження та гірських областях.

Карти ізоліній не можливо використовувати для визначення мінімального стоку річок, у межах водозборів яких знаходяться озера, регулюючі значну частину стоку, а також річок, в басейнах яких є ділянки вираженого карсту. Перехідні коефіцієнти від 30-добових (середньомісячних) мінімальних витрат води щорічної ймовірності перевищення 80% до мінімальних витрат інших ймовірностей перевищення визначають за даними річок-аналогів. Значення коефіцієнтів для окремих районів наведені у табл.3.1.

Тоді

$$Q_p = \lambda_p Q_{80\%}, \tag{3.2}$$

де λ_p – перехідний коефіцієнт з табл.3.1.

Таблиця 3.1 – Перехідні коефіцієнти λ_p для визначення мінімальних 30-добових витрат води різної ймовірності перевищення

Район за картою [СНіП, додаток 1, аркуш 21]	Ймовірність перевищення, P%				
	75	80	90	95	97
1	1.05	1.00	0.95	0.87	0.83
2	1.05	1.00	0.87	0.80	0.75
3	1.06	1.00	0.86	0.78	0.70
4	1.06	1.00	0.83	0.71	0.62
5	1.09	1.00	0.80	0.63	0.54
6	1.14	1.00	0.73	0.56	0.44
Басейн р.Лени до впадіння р.Олекми* (F< 1000 км^2)	1.05	1.00	0.66	0.42	0.33
Епізодично пересихаючі та перемерзаючі річки	1.20	1.00	0.45	1.15	0.00
Басейни річок Іртиш, Ішим, Тобол.	1.20	1.00	0.56	0.35	0.00

∗ Для визначення мінімальної літньої витрати води.

Для малих річок з площею водозбору менше за 2000 км^2 нормативним документом рекомендується $Q_{80\%}$ визначати за формулою, розробленою А.М.Владимировим.

$$Q_{80\%} = 10^{-3} a \cdot (F \pm f)^{n}, \tag{3.3}$$

де f - середня по району площа з відсутністю стоку (-), або середня площа підземного басейну, який забезпечує додаткове живлення річок даного району (+) внаслідок карсту; а і n – параметри, які характеризують зволоженість даного району і інтенсивність зміни стоку із зростанням площі водозбору. Значення приведені в таблицях СНіПа (додаток 2, табл.17).

Для районів Середньої Азії, Казахстану і деяких інших районів застосування регіональної формули допускається для літньо-осінньої межені при $F < 10000$ км ^{2} і зимової – при $F<5000$ км^2.

Тривалість періодів перемерзання й пересихання визначається за регіональними залежностями мінімальної 30-денної (середньомісячної) витрати води. Для оцінки відсутності стоку протягом 30 діб може використовуватись формула (3.3). У зв‘язку з цим виконують розрахунок $Q_{80\%}$ для деяких значень площі, і та із них, за якої витрата води, обчислена із формули (3.3), буде не вище 0.001м^3/с, береться за площу пересихання або перемерзання.

Формулу (3.3) не можливо використовувати для розрахунку мінімального стоку річок зі значним озерним регулюванням, які протікають у районах локального впливу карсту, а також при значно виражених впливах господарчої діяльності на стік річок.

Для окремих районів [СНіП, додаток 1, аркуші 19,20] рекомендовано визначати мінімальні 30-добові витрати щорічної ймовірності перевищення Р=80% за формулою

$$q_{80\%} = f(H_{\hat{a}}), \tag{3.4}$$

де $q_{80\%}$ - модуль мінімального стоку 80%-ної забезпеченості, $\overline{H}_{в}$ - середня висота водозбору, .

Мінімальні витрати інших ймовірностей перевищення встановлюють відповідно до табл.3.1.

Для гірських територій значення мінімального стоку припускається визначати по залежності модуля мінімального стоку від середньої висоти басейну річки. Залежності будуються для однорідних за гідрогеологічними умовами .

Якщо треба оцінити мінімальну середньодобову витрату води Р%-ої забезпеченості, то її визначають по залежності з 30-денними (середньомісячними) витратами води:

$$Q_{p,c} = K_c Q_p = K_c \lambda_p Q_{80\%}, \qquad (3.5)$$

де $Q_{p,c}$ - мінімальна середньодобова витрата води забезпеченістю Р%; Q_p - мінімальна 30-денна витрата води тієї ж забезпеченості; $К_с$ – перехідний коефіцієнт з табл.3.2.

Таблиця 3.2 – Коефіцієнт $К_с$ для визначення мінімальної середньодобової витрати води ймовірністю перевищення 80%

Номер району за картою[СНіП, дод.1, аркуш 22]	Період	
	Літньо-осінній	Зимовий
I (1)	0.90	0.90
II (2)	0.85	0.84
III (3)	0.80	0.74
IV (4)	0.74	0.64
V (5)	0.64	0.53
VI (6)	0.52	0.41
VII(7)	0.45	0.25
(8)	0.38	-

Примітка: Римськими цифрами позначені номери районів для зимового періоду, арабськими – для літньо-осіннього.

Приклад розрахунку.

Визначити мінімальний зимовий 30-денний стік 80%-ої забезпеченості р. Сіверський Донець – м. Лисичанськ та р.Калитва – с.Кудинівка за допомогою карти ізоліній або за формулою (3.2) (для малих річок).

Задано: 1)р. Сіверський Донець – м. Лисичанськ Площа водозбору F=52400 км^2. 2) р. Калитва –с.Кудинівка. Площа водозбору F=1110 км^2.

Вихідні дані:

1) Карта мінімального 30-денного зимового стоку забезпечіністю Р=80% [СНіП, аркуш 17] масштабу 1:10 000 000, ізолінії стоку подані в модулях $q_{80\%}$, л/с км^2 (рис.3.1).

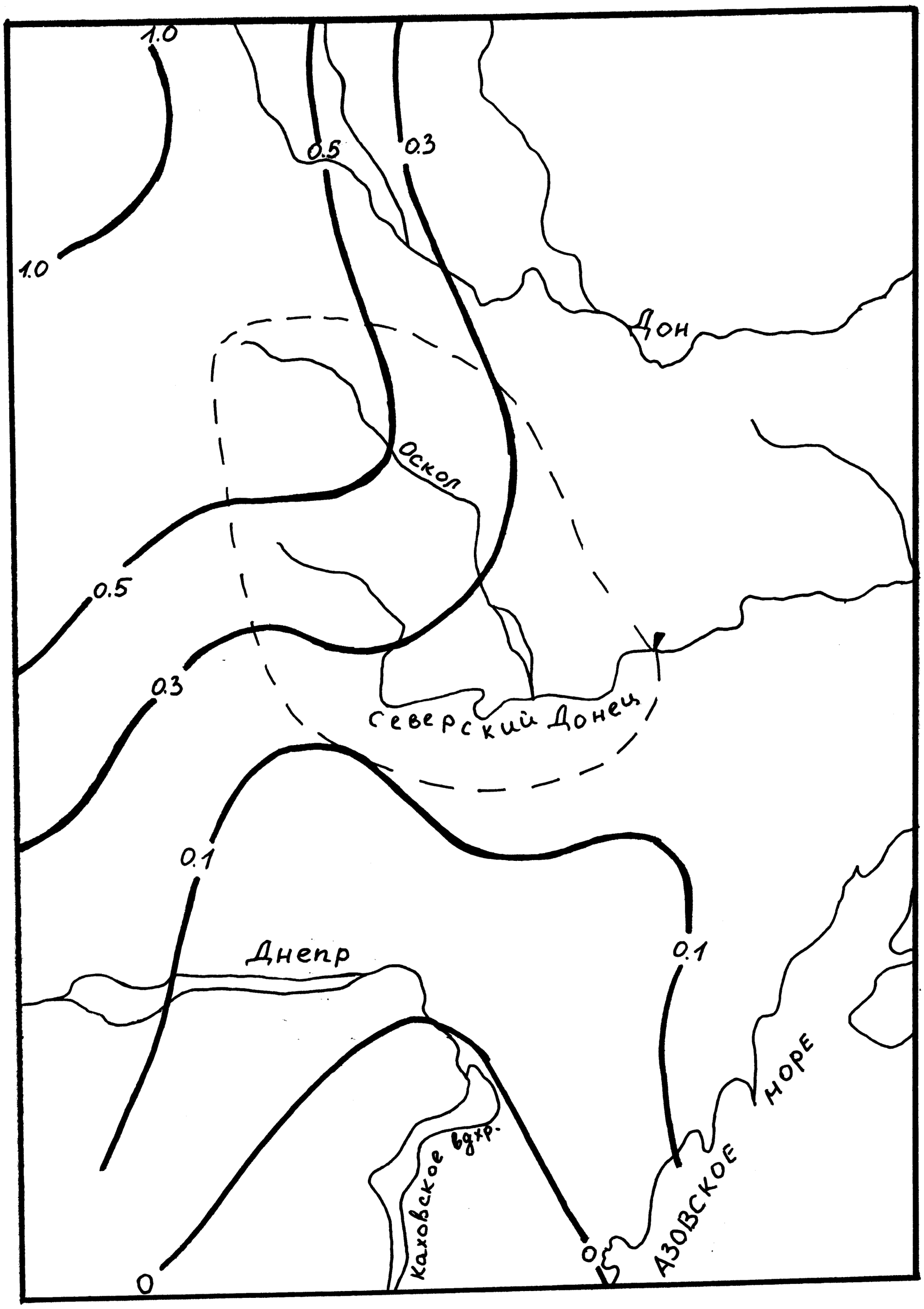

Рисунок 3.1 – Мінімальний 30-денний зимовий стік забезпеченістю P=80%

2) Карта районів для визначення мінімальної 30-денної витрати води 80%-ної забезпеченості на малих річках в зимовий період [СНіП, аркуш 19] масштабу 1:10 000 000 (рис.3.2.).

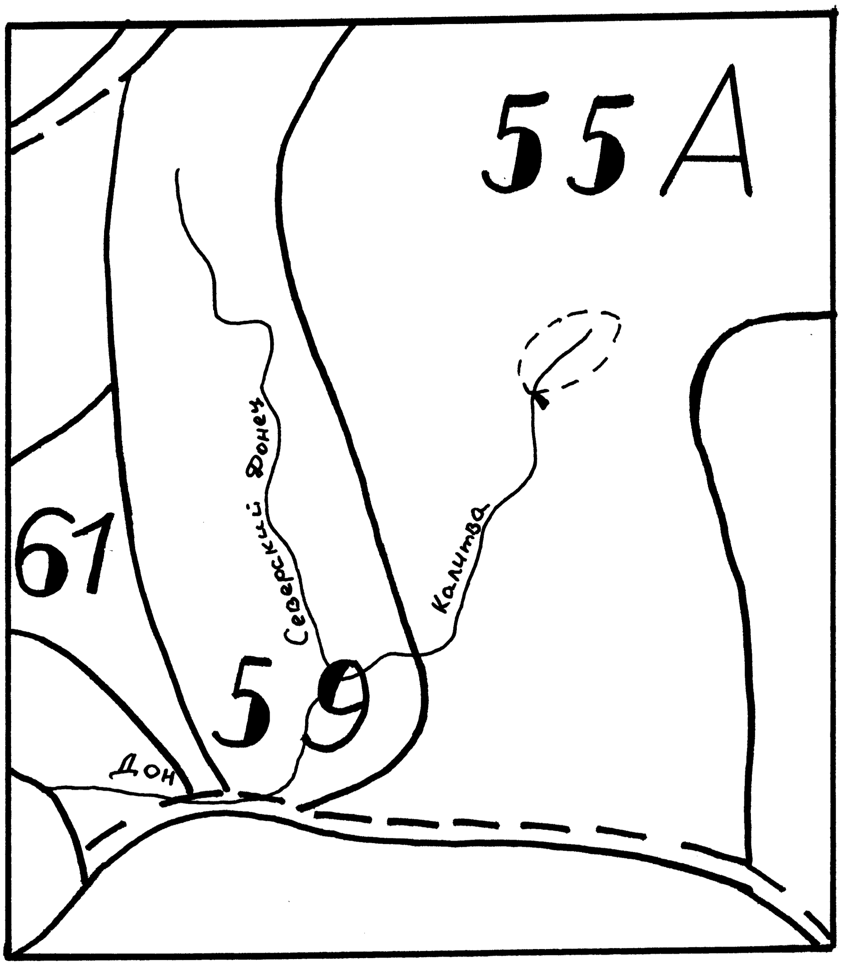

Рисунок 3.2 – Районування параметрів для визначення мінімальної 30-денної витрати води 80%-ної забезпеченості на малих річках в зимовий період [СНІП]

A - межа та індекс району для визначення параметра F за таьл.2.1

55 - межа та номер району для визначення параметрів a, $f_{оз}$, n за табл.17, дод.2 в СНІП

Басейн р. Сіверський Донець – м. Лисичанськ знаходиться між 4 ізолініями стоку. У цьому випадку стік визначається як середньозважене значення за формулою (3.1).

Як видно із рис.3.1, ізолінія 0.5 л/скм^2 перетинає водозбір утворюючи контур f_1, а ізолінія 0.3 л/скм^2 утворює контури f_2 та f_3. Площі між ізолініями визначаються за допомогою палетки: f_1=3.0, f_2=4.5, f_3=8.5 поділок палетки. Для розрахунку мінімального стоку за формулою (3.1) складено табл.3.3.

Таблиця 3.3 – Розрахунок мінімального 30-денного зимового стоку за допомогою карти ізоліній р. Сіверський Донець - м. Лисичанськ, F=52400 км^2

Значення ізоліній модуля зимового стоку $q_{min\,80\%}$, л/скм^2	Середнє значення модуля $q_{i\,min\,80\%}$, л/с км^2	Площа водозбору між ізолініями, f_i	$q_{i\,min\,80\%} \cdot f_i$
1.0-0.5	0.75	3.0	2.25
0.5-0.3	0.4	4.5	1.80
0.3-0.1	0.2	8.5	1.70
		Σ=16.0	Σ=5.75

Використовуючи дані табл.3.3, отримаємо модуль мінімального зимового стоку 80%-ної забезпеченості

$$q_{80\%} = \frac{5.75}{16.0} = 0.36 \text{ л/с км}^2$$

Для визначення мінімальної витрати $Q_{80\%}$ помножимо отримане значення на площу водозбору, а для переходу к кубічним метрам розділимо на 1000:

$$Q_{80\%} = \frac{0.36 \cdot 52400}{1000} = 18.8 \text{ м}^3/\text{с}$$

Річку Калитва до замикаючого створу с.Кудинівка із площею водозбору F=1110 км^2 слід віднести до малих річок. Як видно із карти районів (рис.3.2), р.Калитва знаходиться у районі А , а в табл.3.1 показано, що для цього району річки із площею водозбору F≤1200 км^2 відносяться до категорії малих. Для розрахунку мінімального зимового стоку малих річок, відповідно з рекомендаціями СНіП 2.01.14-83, слід використовувати формулу (3.3)

Для визначення основних параметрів формули спочатку необхідно визначити номер району до якого віднесений досліджуваний водозбір. Як показано на рис.3.2 р.Калитва відноситься до району №55. Далі за даними СНіПу (табл.17, додаток 2) визначаються: a=0.044, n=1.17, f=0.

Тоді

$$Q_{80\%} = 10^{-3} a \cdot \left(F \pm f\right)^{n} = 10^{-3} \cdot 0.044 \cdot 1110^{1.17} = 0.16 \text{ м}^3/\text{с}$$

Таким чином мінімальна зимова витрата 80%-ної забезпеченості для р.Калитва –с.Кудинівка становить 0.16м^3/с.

ЗАВДАННЯ 4

РОЗРАХУНКИ МАКСИМАЛЬНОГО СТОКУ ПРИ ВІДСУТНОСТІ ДАНИХ СПОСТЕРЕЖЕНЬ

При відсутності даних спостережень СНіП 2.01.14-83 рекомендує обчислювати максимальні витрати весняного водопілля за формулою:

$$Q_p = \frac{k_0 Y_p}{\left(F + F_0\right)^n} F\mu\delta_1\delta_2\delta_3, \qquad (4.1)$$

де K_0 – коефіцієнт дружності водопілля, який визначається за даними таблиці 4.1;

Y_p – розрахунковий шар весняного стоку імовірності щорічного перевищення p% (встановлюється залежно від коефіцієнта варіації C_v і відношення C_s / C_v цієї величини, а також середнього багаторічного шару стоку Y_m, який визначається за ріками-аналогами, картами або за інтерполяцією, мм);

μ – коефіцієнт, що враховує нерівність статистичних параметрів шару стоку та максимальних витрат води (встановлюється залежно від розрахункової забезпеченості та географічного розміщення об’єкта, табл.4.2);

δ_1, δ_2, δ_3 – коефіцієнти, що враховують зниження максимальних витрат води в лісистих, заболочених та зарегульованих (ставками, водосховищами, озерами) басейнах; вони обчислюються за наступними формулами

Таблиця 4.1 - Значення коефіцієнту дружності водопілля K_0 для рівнинних рік

Природна зона	Параметр K_0 при значеннях α		
	>1	0.5-1.0	<0.5
А. Зона тундри і лісова зона			
1.Європейська територія, і Східний Сибір........................	0.010	0.008	0.006
2.Західний Сибір..................	0.015	0.013	0.010*
Б.Лісостепова і степова зона			
3. Європейська територія (без Північного Кавказу)................	0.030	0.017	0.012
4.Північний Кавказ................	0.030	0.025	0.015
5. Західний Сибір...................	0.030	0.020	0.015
В. Зона засушливих степів і напівпустинь			
6.Західний і Центральний Казахстан................................	0.060	0.040	0.030

* Для сильно заболочених басейнів з площами водозборів більше 10 000км^2

<u>Примітка</u>. Значення $\alpha = \frac{I\sqrt{F}}{25}$, де I - середньозважений уклін головного водотоку в ‰, F - площа водозбору.

Таблиця 4.2- Коефіцієнт μ

Природна зона	P, %								
	0.1	1	3	5	10	25	50	75	95
Тундра й лісова	1.02	1.00	0.97	0.96	0.93	0.90	0.86	0.82	0.82
Лісостепова	1.04	1.00	0.96	0.93	0.89	0.80	0.72	0.64	0.58
Степова	1.04	1.00	0.97	0.96	0.93	0.88	0.79	0.64	0.42
Посушливих степів й напівпустель	1.02	1.00	0.98	0.97	0.96	0.92	(0.80)	(0.70)	(0.50)

$$\delta_1 = \frac{\alpha_1}{(1 + f_{ё})^{n_2}}, \qquad (4.2)$$

де α_1, - параметр, що знаходиться за табл.4.3; $f_л$ - відносна лісистість, %.

При лісистості менше 3% або озерності більше 20% коефіцієнт δ_1 дорівнює одиниці.

$$\delta_2 = 1 - \beta \lg(1 + 0{,}1 f_б), \qquad (4.3)$$

де β - коефіцієнт, що знаходиться за табл. 4.4; $f_б$ - відносна заболоченість водозбору, %.

Таблиця 4.3 - Значення параметра α_1 і коефіцієнта редукції n_2 у формулі (4.2)

Природна зона	Розміщення лісу на водозборі	Значення параметра при $f_{л,\ \%}$			Коефіцієнт редукції n_2 для ґрунтів під лісом		
		від 8 до 9	від 10 до 19	від 20 до 30	Різного механічного складу	Супіщані	Суглинисті
Лісова	А	1,0	1,0	1,0	0,22	-	-
	В	0,85	0,80	0,75	0,22	-	-
	С	1,20	1,25	1,30	0,22	-	-
Лісо-степова	А,С	1,0	1,0	1,0	0,16	0,20	0,10
	В	1,25	1,30	1,40	0,16	0,20	0,10

Таблиця 4.4 - Значення коефіцієнта β для різних типів боліт

Типи боліт	Значення коефіцієнта
Низинні болота і заболочені ліси і луги на водозборах, складені супіщаними і легко суглинистими ґрунтами	0,8
Водозбори з болотами різних типів	0,7
Верхові болота на водозборах, складені супіщаними і легкосуглинистими ґрунтами	0,5
Верхові болота на водозборах, складені середньосуглинистими і глинистими ґрунтами	0,3

За наявності внутрішньоболотних озер, розміщених на басейні (Західний Сибір, Північно-Захід Європи), їх відносять до відносної площі боліт. При забезпеченості менше 3% або поточній озерності більше 20% коефіцієнт δ_3 береться таким, щоб дорівнював одиниці.

Коефіцієнт озерності розраховується за формулою:

$$\delta_3 = 1/\left(1 + cf'_{îç}\right), \tag{4.4}$$

а коефіцієнт C визначається залежно від середнього багаторічного шару весняного стоку Y_{mc} з такими значеннями:

Y_m, мм	менш 20	100 і більше	Від 99 до 50	Від 40 до 20
C	0,4	0,2	0,2-0,3	0,3-0,4

Середня зважена озерніть $f_{оз}'$, %, обчислюється за формулою:

$$f_{îç} = \sum_{i+1}^{n}\left(100F_{îç}F_i / F\right) \tag{4.5}$$

За наявності в басейні озер, розміщених не в головному руслі та приток, значення коефіцієнта δ_3 такі:

$F_{оз}(\%)$	менше 2	більше 2
δ_3	1,0	0,8

Вплив ставків при розрахунку максимальних витрат води імовірністю перевищення менше 5% не враховується, а при $p > 5\%$ допускається зменшення розрахункової витрати води до 10%.

Показник степеня n та додаткова площа F_0 . що враховує зниження редукції в області малих річок, наведені в табл. 4.5.

Таблиця 4.5 - Значення показника степеня редукції n
та додаткова площа $F_{0,}$ для рівнинних річок

Природна зона	n	$F_{0,}$ км
Зона тундри і лісова зона (європейська територія, Західний і Східний Сибір)	0,17	1
Лісостепова зона (європейська територія та Західний Сибір)	0,25	2
Степова зона засушливих степів і напівпустинь (європейська територія, Західний Сибір, Західний і центральний Казахстан)	0,35	10

Приклад розрахунку.

Визначити максимальну витрату води весняного водопілля 1%-ої забезпеченості р.Оскол – м. Купянськ за формулою (4.1)

Задано: 1) р.Оскол – м. Купянськ Площа водозбору F=12700 км^2, залісеність $f_л$=7%, заболоченість $f_б = 1\%$, середньозважений уклон I=0.54‰.

Вихідні дані:

1) Карта середньобагаторічного шару стоку водопілля річок [СНіП, аркуш 6] масштабу 1:10 000 000, ізолінії шару стоку подані в мм (рис.4.1).

2) Карта коефіцієнту варіації середньобагаторічного шару стоку водопілля річок [СНіП, аркуш 8] масштабу 1:10 000 000 (рис.4.2).

3) Карта-схема районування величин співвідношення C_s / C_v для весняного водопілля [СНіП, аркуш 9] масштабу 1:22 000 000 (рис.4.3).

4) Карта-схема фізико-географічного районування [СНіП, аркуш 7] масштабу 1:22 000 000.

1. Басейн р.Оскол – м. Купянськ, відповідно до карти-схеми фізико-географічного районування [СНіП, аркуш 7], знаходиться у лісостеповій зоні. Використовуючи дані табл.4.1, знаходимо значення Ко. Для цього потрібно розрахувати значення показника α, який дорівнює

$$\alpha = \frac{I\sqrt{F}}{25} = \frac{0.54\sqrt{12700}}{25} = 2.43, \text{ тоді } \quad Ko=0.003.$$

2. Для розрахунку Y_p потрібно визначити по картах значення величин $\overline{Y}$ (рис.4.1), коефіцієнту варіації C_v(рис.4.2) та співвідношення C_s / C_v (рис.4.3).

Рис.4.1

Рис.4.2.

Рис.4.3.

Як видно з рис.4.1, басейн р.Оскол – м. Купянськ знаходиться між ізолініями стоку 40 і 60 мм. У цьому випадку стік визначається методом лінійної інтерполяції і знімається для центру ваги водозбору. Таким чином, для р.Оскол – м. Куп'янськ $\overline{Y}_m = 50$ мм.

Для визначення C_v використовуємо рис.4.2, з якого видно що басейн р.Оскол – м. Куп'янськ знаходиться між 4 ізолініями. У цьому випадку C_v визначається як середньозважене значення.

Як показано на рис.4.2, водозбір перетинають ізолінії 0.7,0.8 і 1.0 утворюючи контур f_1, f_2,f_3 та f_4. Площі між ізолініями визначаються за допомогою палетки: f_1=1.0, f_2=2.0, f_3=1.0, f_4=2.5 поділок палетки. Для розрахунку коефіцієнту варіації складено табл.4.6.

Таблиця 4.6 – Розрахунок коефіцієнту варіації весняного водопілля за допомогою карти ізоліній р.Оскол – м. Купянськ Площа водозбору F=12700 км^2

Значення ізоліній коефіцієнту варіації весняного водопілля	Середнє значення коефіцієнту варіації	Площа водозбору між ізолініями, f_i	$C_v \cdot f_i$
1.2-1.0	1.0	1.0	1.0
1.0-0.8	0.9	2.0	1.8
0.8-0.7	0.75	1.0	0.75
0.7-0.6	0.65	2.5	1.625
		Σ=6.5	Σ=5.175

Використовуючи дані табл.3.3, отримаємо коефіцієнт варіації весняного водопілля

$$C_v = \frac{5.175}{6.5} = 0.80$$

Відповідно до карти-схеми (рис.4.3) співвідношення C_s/C_v для р.Оскол – м. Купянськ дорівнює 2.0 .

Розрахункове значення $Y_{1\%}$ дорівнює:

$$Y_{1\%} = K_{1\%}\overline{Y} ,$$

де $K_{1\%} = f(C_V\ ,\ C_s/C_v\ ,\ P_{1\%})$ (для трипараметричного гамма-розподілу); таблиці для визначення $K_{1\%}$ наводяться у [3].

Для C_V =0.80, C_s/C_v =2.0 і P=1% $K_{1\%}$ дорівнює 3.71, тоді

$$Y_{1\%} = K_{1\%}\overline{Y} = 3.71 \cdot 50 = 186мм$$

3. Наступний параметр - коефіцієнт μ, який враховує нерівність статистичних параметрів шару стоку та максимальних витрат води. Для р.Оскол – м. Купянськ, відповідно до табл.4.2, він дорівнює 1.0.

4. Коефіцієнт впливу залісеності водозбору на максимальний стік весняного водопілля розраховується за формулою (4.2). Значення параметрів α_1 та n_2 визначаються за табл.4.3. Для р.Оскол – м. Купянськ вони становлять 1.0 і 0.16, відповідно.

$$\delta_1 = \frac{\alpha_1}{(1+f_л)^{n_2}} = \frac{1}{(1+7)^{0.16}} = 0.71$$

5. Коефіцієнт впливу заболоченості водозбору на максимальний стік весняного водопілля розраховується за формулою (4.3). На території басейну р.Оскол $f_б = 1\%$, параметр β, відповідно до табл.4.4 дорівнює 0.7, тоді можна розрахувати:

$$\delta_2 = 1 - \beta \lg(1 + 0{,}1 f_б) = 1 - 0.7 \cdot (1 + 0.1 \cdot 1) = 0.97$$

6. Як було відмічено вище, при забезпеченості менше 3% коефіцієнт δ_3 береться таким, щоб дорівнював одиниці.
7. Показник степеня n та додаткова площа F_0, що враховує зниження редукції в області малих річок, визначаються за даними табл. 4.5 і для р.Оскол – м. Купянськ дорівнюють 0.25 і 2.0, відповідно.
8. Максимальна витрата води весняного водопілля 1%-ої забезпеченості р.Оскол – м. Купянськ дорівнює

$$Q_{1\%} = \frac{k_0 Y_{1\%}}{(F+F_0)^n} F\mu\delta_1\delta_2\delta_3 = \frac{0.030 \cdot 186}{(12700+2)^{0.25}} \cdot 12700 \cdot 1.0 \cdot 0.71 \cdot 0.97 \cdot 1.0 = 4597\ м^3/с$$

СПИСОК РЕКОМЕНДОВАНОЇ ЛІТЕРАТУРИ

1. Гопченко Є.Д., Гушля О.В. Гідрологія суші з основами меліорації., - К.УСДО, 1994.
2. Клибашев К.П., Горошков И.Ф. Гидрологические расчеты. – Л.:Гидрометеоиздат, 1970.
3. Крицкий С.Н., Менкель М.Ф. Гидрологические основы управления речным стоком.- М. Наука,1981. - 235с.
4. Раткович Д.Я. Гидрологические основы водообеспечения.- М.: РАН ИВП. - 1995. - 428с.
5. Рождественский А.В.,Чеботарев А.И. Статистические методы в гидрологии. - Л.: Гидрометеоиздат, 1974. - 424с.
6. Руководство по определению расчетных гидрологических характеристик. – Л. Л.: Гидрометеоиздат, 1973. - 111 с.
7. Шелутко В.А. Статистические модели и методы исследования многолетних колебаний годового стока. -Л.: Гидрометеоиздат,1984.- 160 с.
8. Школьний Є.П., Лоєва І.Д., Гончарова Л.Д. Обробка та аналіз гідрометеорологічної інформації: навчальний підручник. - К.: Міносвіти України, 1999. - 600 с.
9. Международное руководство по методам расчета основных гидрологических характеристик.- Л.: Гидрометеоиздат,1984. - 247 с.

ЗБІРНИК МЕТОДИЧИХ ВКАЗІВОК ДО ПРАКТИЧНИХ ЗАНЯТЬ З ДИСЦИПЛІНИ “ГІДРОЛОГІЧНІ РОЗРАХУНКИ”

Укладачі: проф. Лобода Н.С., доц.Овчарук В.А.

Підп. до друку	Формат	Папір
Умовн. друк. арк.	Тираж	Зам. №

Надруковано з готового оригінал-макета

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