

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
ОДЕСЬКИЙ ДЕРЖАВНИЙ ЕКОЛОГІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ

Гідрометеорологічний інститут
Кафедра гідрології суш

Магістерська кваліфікаційна робота

на тему: «Визначення характеристик річного стоку на прикладі басейнів
річок Стир, Горинь, Случ»

Виконав магістр 2-го року навчання _____
групи МЗГ- 19 _____
спеціальності 103 «Науки про Землю» _____
освітньо-професійної програми «Гідрологія» _____
Кривопапов Ілля Анатолійович

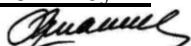
Керівник канд. геогр. наук, доцент
Бурлуцька Марія Едуардівна

Консультант _____

Рецензент канд. геогр. наук, доцент
Романчук Марина Євгенівна _____

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
ОДЕСЬКИЙ ДЕРЖАВНИЙ ЕКОЛОГІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ

Факультет Гідрометеорологічний інститут
Кафедра гідрології суші
Рівень вищої освіти магістр
Спеціальність 103 «Науки про Землю»
(шифр і назва)

ЗАТВЕРДЖУЮ
Завідувач кафедри гідрології суші
д-р геогр. наук, проф. Шакірзанова Ж.Р. 
“ 26 ” жовтня 2020 року

З А В Д А Н Н Я

НА МАГІСТЕРСЬКУ КВАЛІФІКАЦІЙНУ РОБОТУ СТУДЕНТУ

Кривопалову Іллі Анатолійовичу

(прізвище, ім'я, по батькові)

1. Тема роботи Визначення характеристик річного стоку на прикладі басейнів річок Стир, Горинь, Случ

керівник роботи Бурлуцька Марія Едуардівна, канд. геогр. наук,
доцент,

(прізвище, ім'я, по батькові, науковий ступінь, вчене звання)

затверджені наказом вищого навчального закладу

від “ 16 ” жовтня 2020 року № 194 «С»

2. Строк подання студентом роботи 7 грудня 2020 р.

3. Вихідні дані до роботи Середні річні модулі стоку від початку спостережень по 2015 рік включно за даними ОГХ, щорічників, ресурсів поверхневих вод

4. Зміст розрахунково-пояснювальної записки (перелік питань, які потрібно розробити) На основі отриманих даних спостережень за річним стоком розглянутій території виконати статистичну обробка часових рядів, перевірити на однорідність існуючи ряди спостережень за річним стоком. Проаналізувати циклічність часових рядів річного стоку досліджуваного району.

Виявити короткі ряди річного стоку в басейнах річок Стир, Горинь, Случ і привести статистичні параметри до багаторічного періоду графічним способом.

5. Перелік графічного матеріалу (з точним зазначенням обов'язкових креслень)

Карта фізико-географічного положення басейнів річок Стир, Горинь, Случ.
Карто-схема розташування гідрологічних постів басейну, різниці інтегральні криві, часові тренди.

6. Консультанти розділів роботи

Розділ	Прізвище, ініціали та посада консультанта	Підпис, дата	
		завдання видав	завдання прийняв

7. Дата видачі завдання 26.10.2020 р. _____

КАЛЕНДАРНИЙ ПЛАН

№ з/п	Назва етапів магістерської кваліфікаційної роботи	Термін виконання етапів роботи	Оцінка виконання етапу	
			у %	за 4-х бальною шкалою
1	Збір матеріалів вихідних даних по середньорічним модулям стоку в басейні річок Стир, Горинь, Случ та опис фізико-географічної характеристики	26.10-30.10.2020	70	задов.
2	Виконати статистичну обробку часових рядів річного соку досліджуваного району і проаналізувати результати розрахунку	31.10-06.11.2020	73	задов.
3	Перевірити статистичну однорідність часових рядів річного стоку, оцінити дослідження по неоднорідних постах басейну річок Стир, Горинь, Случ	07.11-14.11.2020	80	добре
4	Рубіжна атестація	16.11-21.11.2020		
5	Визначення та аналіз циклічності у рядах річного стоку в досліджуваному басейні	22.11-25.11	74	добре
	Виявити короткі ряди річного стоку в басейнах річок Стир, Горинь, Случ і привести статистичні параметри до багаторічного періоду графічним способом.	25.11-30.11.2020	70	задов.
6	Оформлення роботи	30.11-3.12.2020		
	Перевірка на плагіат, підписання авторського договору	7.12.2020		
	Підготовка доповіді, презентації	5.12-15.12.2020		
	Інтегральна оцінка виконання етапів календарного плану (як середня по етапам)		73	Задов.

Студент


(підпис)

Кривопапов І.А.

(прізвище та ініціали)

Керівник роботи


(підпис)

Бурлуцька М.Е.

(прізвище та ініціали)

АНОТАЦІЯ

Магістерська кваліфікаційна робота студента гр. МЗГ-19 Кривопалова Іллі Анатолійовича за темою: «Визначення характеристик річного стоку на прикладі басейнів річок Стир, Горинь, Случ»

Актуальність При розрахунках річного стоку деякі часові ряди спостережень можуть виявитися короткими. Короткими вважають ряди, які не задовольняють принципу репрезентативності (не мають повних циклів коливань водності, середня квадратична похибка середнього значення ряду перевищує $\pm 10\%$). Керуючись нормативним документом СНіП 2.01.14 – 83, діючим в Україні, у таких випадках, виконується приведення статистичних параметрів розподілу до багаторічного періоду за допомогою річок-аналогів.

Об'єкт дослідження - басейн річок Стир, Горинь, Случ

Мета роботи – визначити і розрахувати характеристики річного стоку досліджуваного району, виявити короткі ряди спостережень і привести їх до багаторічного періоду.

Методи дослідження. Розрахунок статистичних параметрів річного стоку методом моментів та найбільшої правдоподібності, перевірка часових рядів річного стоку на однорідність. Визначення циклічності методом різницьових інтегральних кривих, приведення статистичних параметрів річного стоку коротких рядів спостережень до багаторічного періоду графічним способом.

Теоретичне та практичне значення. На підставі розрахунків, отриманих у роботі, можливо, у подальшому, визначення норми річного стоку в басейнах річок Стир, Горинь, Случ та її узагальнення по розглянутій території.

Загальна характеристика наукової роботи:

Вихідні дані. Часові ряди річного стоку за період спостережень від початку і по 2015 р. басейнів річок Стир, Горинь, Случ.

Кількість сторінок – 53

Кількість рисунків – 2

Кількість таблиць – 4

Кількість додатків – 2

Кількість використаної літератури – 10

Ключові слова: річний стік, стокові характеристики, статистичні параметри, подовження ряду.

SUMMARY

Master's qualification work of Ilya Krivopalov, a student of MZG-19, on the topic: "determining the characteristics of annual runoff on the example of river basins Styr, Goryn, Sluch»

Actuality of theme. When calculating the annual runoff, some time series of observations may be short. Rows that do not satisfy the principle of representativeness (do not have complete cycles of water fluctuations, the root mean square error of the mean value of the series exceeds 10%) are considered short. Guided by the normative document SNiP 2.01.14 - 83, in force in Ukraine, in such cases, the statistical parameters of the distribution are reduced to a multi-year period with the help of analogue rivers.

The object of research is the basin of the rivers Styr, Horyn, Sluch

The purpose of the work is to determine and calculate the characteristics of the annual runoff of the study area, to identify short series of observations and bring them to a multi-year period.

Research methods. Calculation of statistical parameters of annual runoff by the method of moments and the greatest plausibility, checking the time series of annual runoff for homogeneity. Determination of cyclicity by the method of difference integral curves, reduction of statistical parameters of annual runoff of short series of observations to a long-term period graphically

Theoretical and practical significance. Based on the calculations obtained in the work, it is possible to determine the rate of annual runoff in the basins of the rivers Styr, Goryn, Sluch and its generalization over the territory.

General characteristics of scientific work:

Output data. Time series of annual runoff for the period of observations from the beginning to 2015 of the basins of the rivers Styr, Goryn, Sluch.

Number of pages - 53

Number of drawings - 2

Number of tables - 4

Number of applications - 2

Number of references – 10

Keywords: *annual runoff, stock characteristics, statistical parameters, row lengthening*

Зміст

Вступ.....	8
1 Коротка фізико – географічна характеристика басейнів річок Стир Горинь Случ.....	9
1.1 Геологічна будова та рельєф.....	9
1.2 Ґрунти та рослинність.....	10
1.3 Гідрологічна вивченість та особливості режиму стоку річок.....	11
2. Існуючі методи розрахунку норми річного стоку	13
2.1 Розрахунок статистичних параметрів річного стоку при наявності тривалих рядів спостережень.....	13
2.2 Методи згладжування хронологічних рядів.....	16
2.3 Метод різницевих інтегральних кривих.....	18
2.4 Обчислення статистичних параметрів річного стоку при коротких рядах спостережень.....	19
3. Методи розрахунку статистичних параметрів річного стоку.....	25
3.1 Метод моментів.....	25
3.2 Метод найбільшої правдоподібності.....	28
3.3 Точність обчислення параметрів статистичного розподілу.....	29
3.4 Статистична обробка часових рядів річного стоку в басейнах річок Горинь, Стир та Случ.....	31
4. Дослідження статистичної однорідності та визначення циклічності у часових рядах річного стоку.....	34
4.1 Аналіз однорідності часових рядів річного стоку в басейнах річок Стир, Горинь, Случ.....	34
4.2 Дослідження у стокових рядах басейнів річок Стир, Горинь, Случ наявності тренду.....	40
4.3 Циклічність часових рядів річного стоку в басейні річок Стир, Горинь, Случ.....	41

5. Приведення статистичних параметрів річного коротких рядів спостережень до багаторічного періоду графічним способом на прикладі басейнів річок Стир, Горинь, Случ	43
5.1 Графічний спосіб приведення статистичних параметрів річного стоку коротких рядів спостережень до багаторічного періоду	44
5.2 Аналіз результатів приведення статистичних параметрів річного стоку коротких рядів спостережень в басейнах річок Стир, Горинь, Случ до багаторічного періоду графічним способом.....	45
Висновки.....	49
Література.....	50
Додаток А.....	51
Додаток Б.....	52

Вступ

Річковий стік є функцією комплексу умов, які складають географічний ландшафт. Визначальний вплив на формування стоку річок мають кліматичні фактори (температура повітря, опади та випаровування). Окрім кліматичних чинників на формування стоку річок впливає підстильна поверхня (рельєф, лісистість, наявність озер та боліт, ґрунти та інше). Однією з основних характеристик водних ресурсів річок є норма стоку.

При розрахунках річного стоку, слід встановити його норму, яка є важливою характеристикою стоку будь-якої річки і є його середнім значенням за багаторічний період.

При розрахунках річного стоку слід враховувати, що часові ряди спостережень за стоком можуть бути неоднорідними як у часі, так і у просторі. Тому, перш ніж приступити до визначення норми річного стоку, слід перевірити усі досліджувані часові ряди на однорідність. Неврахування цих обставин може привести до невірних висновків.

Також при встановленні норми річного стоку треба пом'ятати, що часові ряди мають деяку закономірність у вигляді групування багатоводних або маловодних років різної тривалості. При розрахунках річного стоку врахувати цю обставину можна внесенням в розрахунковий ряд річного стоку однакової кількості багатоводних або маловодних груп водності. В противному разі можна отримати велику помилку.

При недостатності гідрометричних спостережень за річним стоком визначення розрахункових гідрологічних характеристик здійснюється шляхом преведення їх до багаторічного періоду за даними річок – аналогів з більш тривалими рядами спостережень. Приведення статистичних параметрів річного стоку до багаторічного періоду за наявності одного аналога виконується графічним, аналітичним, графо-аналітичним способом або за методом коефіцієнтів. У даній магістерській роботі приведення статистичних параметрів річного стоку до багаторічного періоду виконано графічним способом.

1. КОРОТКА ФІЗИКО-ГЕОГРАФІЧНА ХАРАКТЕРИСТИКА БАСЕЙНІВ РІЧОК СТИР ТА ГОРИНЬ

Річка Горинь бере початок із джерела, що виходить на денну поверхню на північний захід від села Волиці. Довжина 659 км (у межах України — 577 км), площа водозабору 27700 км². Загальне падіння річки 218 м. Середній похил річки 0,33 ‰. Загалом тече з південного-заходу на північний схід і впадає в Прип'ять із правого берега на 412 км від її гирла, за 14 км нижче м. Давид-Городок, на висоті 127 м над рівнем моря. За 28 км від гирла річка розгалужується на два рукави, з яких основним є правий; лівий рукав Ветлиця завдовжки 26 км впадає в р. Прип'ять на 417 км.

Басейн Горині межує на заході з басейнами Стиру, на сході з басейнами Уборті і Ствиги, на півдні — з басейном Дністра.

Територія сточища має неправильну грушоподібну форму; довжина його 300 км, середня ширина 92 км, найбільша ширина в середній частині 200 км, у нижній — різко зменшується до 10 км.

Довжина 451 км, площа басейну 13 900 км². Похил річки 0,4 м/км. Ширина долини до 0,8 км (у верхів'ї) до 5 км (у нижній течії). Ширина річища — до 50 м, найбільша — 110 м [2]. Живлення переважно снігове і дощове. Замерзає в грудні, скресає в березні [3].

Мінералізація води р. Случ в середньому становить: весняна повінь — 313 мг/дм³; літньо-осіння межень — 321 мг/дм³; зимова межень — 349 мг/дм³.

1.1 Геологічна будова та рельєф

В західному напрямленні Правобережна височінь переходить в Подольську височинність, основна частина якої дронується лівою притокою Дністра; у північно-східній частині височини протікають річки Случ та Горинь (праві притоки Прип'яті), а на північно-західному схилі бере початок Стир. Подольська височінь у межах басейну Дніпра має максимальні

відмітки поверхні до 407 м, максимальні відмітки поверхні вододілу Горинь – Случ досягають 320м.

Річка Стир пересікає східну частину Малополіської рівнини – широку відносно понижену область, розділяючу Подільську височінь (на півдні) та Волинську височінь (на сході). Ця неглибоко розчленована рівнина має відмітки поверхні порядку 230 – 240 м. Рівнинний характер поверхні, поширеність пісочних масивів та значуща заболоченість дали підстави для порівняння її з Поліссям.

Волинська височінь витягнута в широтному напрямленні та перетинається долинами Стира та Горині. Відмітки поверхні тут складають 240 – 250 м, глибина врізу річних долин досягає 60 – 7-м.

1.2 Ґрунти та рослинність

Ґрунти

В заплавах приток Дніпра сформувались лугові та черноземно-лугові, переважно засолені ґрунти. Пісчані тераси рік, в тому числі і Дніпра, покриті слаборозвиненими дерновими ґрунтами, на рівнинних пісчаних масивах форміруються пісчано-черноземні ґрунти, характерні більшою потужністю, а також слабкою гумусірованістю.[1]

Рослинність

По ступеня гідрологічного значення усі життєві форми рослинності умовно поділяють на три групи. До першої групи відносять фанерофіти (дерева та чагарники), які надають в цьому відношенні найбільший прояв. До другої групи відносять хамефіти (напівчагарники) [1]. До третьої групи відносять терофіти (ярі однорічники), які мають найменше значення.

Дерева та чагарники, які відносяться до першої групи, мають добре розвинену корінну систему, які у відповідних умовах утворюють ліси. Ліси, як відомо, мають суттєве значення у формуванні характеру водного режиму річок.

Луки широколистяно- лісної зони, розміщені в басейні середнього Дніпра, мають антропогенне походження. Заплавні луки зосереджені у заплавах Десни, та Сейму. Значна частина їх, особливо у заплавах Горині, Случа та Сейму. Верхні горизонти розораності ґрунтів, як правило, схильні до ерозії та вимиванню з них поживних речовин, що відбувається під час весінніх водопіль.

1.3 Гідрологічна вивченість та особливості режиму стоку річок

Водний режим річок визначається кліматичними, гідрологічними, орографічними та гідрографічними особливостями території і характеризується достатньо вираженим весняним водопіллям і літньо-осінньо- зимовою меженню [3].

Характер водного режиму річок у більшості визначається особливостями водопілля та його тривалістю.

Найбільша величина слою меженного стоку (28 – 34 мм) характерні для приток річки Прип'яті (Стир, Горинь), верхів'я яких протікають у межах Волино-Подільського плато, найбільш забезпечений підземними водами закарстованої мергельно-крейдової товщі.

Спостереження за середньорічними модулями стоку ведуться по 20 гідрологічних постах . Карта – схема розташування гідрологічних постів в басейнах річок Стир, Горинь, Случ наведена на рис.1.1. По території гідрологічні пости розташовані рівномірно.

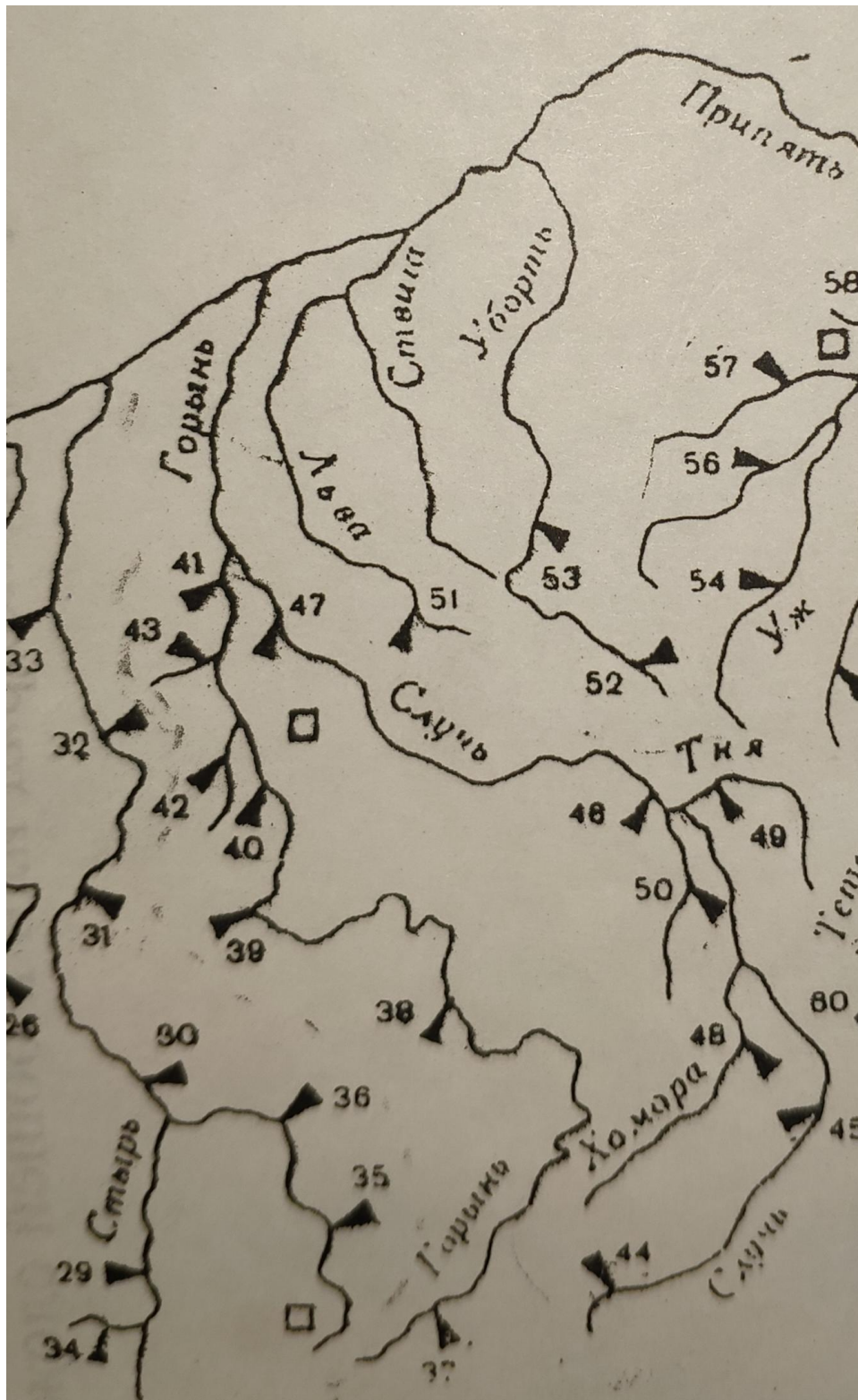


Рисунок 1.1 Карта – схема розташування гідрологічних постів в басейнах річок Стир, Горинь, Случ

2. ІСНУЮЧІ МЕТОДИ РОЗРАХУНКУ НОРМИ РІЧНОГО СТОКУ

Керуючись нормативним документом СНіП 2.01.14 – 83 [4], діючим в Україні, визначення розрахункових гідрологічних характеристик здійснюється за такими схемами:

- 1) За наявністю гідрометричних спостережень – безпосередньо за цими даними;
- 2) При недостатності гідрометричних спостережень – шляхом преведення їх до багаторічного періоду за даними річок – аналогів з більш тривалими рядами спостережень;
- 3) За відсутності гідрометричних спостережень - за формулами з використанням даних річок – аналогів або інтерполяцією, яка ґрунтується основою на сукупності даних спостережень всієї мережі гідрометричних станцій та постів того чи іншого району або більш великої території, включаючи матеріали інженерно – гідрометричних досліджень.

При цьому застосовується метод гідрологічної аналогії а просторової інтерполяції параметрів річкового стоку з використанням карт гідрологічних характеристик.

При належному обґрунтуванні допускається використання інших методів рорахунку з оцінкою їх надійності й точності[4].

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.

2.1 Розрахунок статистичних параметрів річного стоку при наявності тривалих рядів спостережень

Норма річного стоку при тривалому періоді спостережень (N років) визначається як середньоарифметичне значення річних величин стоку

$$\bar{q}_N = \frac{q_1 + q_2 + \dots + q_{n-1} + q_n}{N} = \frac{\sum_{i=1}^N q_i}{N}, \quad (2.1)$$

де $q_1, q_2, \dots, q_n$ – 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 $\bar{q}_N$ при $N \rightarrow \infty$ на деяку величину σ_{q_n} , тобто

$$\bar{q}_n = \bar{q}_N \pm \sigma_{q_n}, \quad (2.2)$$

де $\bar{q}_n$ - 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 $\bar{q}_n$, то отримаємо відносну середню квадратичну похибку норми стоку, яка розрахована за обмеженим рядом спостережень n років:

$$\sigma_n = \pm \frac{\sigma_q}{\bar{q}_n \sqrt{n}} \cdot 100\% = \pm \frac{100 C_v}{\sqrt{n}} \%, \quad (2.3)$$

де $C_v = \frac{\sigma_q}{\bar{q}_n}$ - коефіцієнт варіації річних величин стоку за n років спостережень, прийнятих для визначення норми стоку.

Коефіцієнт варіації рекомендується визначати за методом моментів:

$$C_v = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (K_i - 1)^2}{n - 1}}, \quad (2.4)$$

де $K_i = \frac{q_i}{\bar{q}_n}$ - модульний коефіцієнт.

Стандартна похибка коефіцієнта варіації σ_{C_v} обчислюється за формулою:

$$\sigma_{C_v} = \sqrt{\frac{1 + C_v^2}{2n}} 100\%. \quad (2.5)$$

Випадкові середні квадратичні помилки вибірових середніх визначаються за наближеною залежністю:

$$\sigma_{\bar{q}} = \frac{\sigma_q}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{1 + r_1}{1 - r_1}}, \quad (2.6)$$

яка застосовується при коефіцієнтах автокореляції між суміжними членами ряду ($r_1 \leq 0.5$).

При коефіцієнтах автокореляції ($r_1 \geq 0.5$) використовується формула:

$$\sigma_{\bar{q}} = \frac{\sigma_q}{\sqrt{n}} \sqrt{1 + \frac{2}{n} \cdot \frac{r_1}{1 - r_1} \cdot n \cdot \frac{1 - r_1^n}{1 - r_1}}, \quad (2.7)$$

де r_1 - коефіцієнт кореляції між суміжними величинами стоку.

У свою чергу r_1 розраховується за формулою:

$$r_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (q_i - \bar{q}_1) \cdot (q_{i+1} - \bar{q}_2)}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n-1} (q_i - \bar{q}_1)^2 \cdot \sum_{i=2}^n (q_i - \bar{q}_2)^2}}, \quad (2.8)$$

$$\text{де } \bar{q}_1 = \sum_{i=1}^{n-1} \frac{q_i}{n-1}; \quad \bar{q}_2 = \sum_{i=2}^n \frac{q_i}{n-1}.$$

Для більшої частини території України 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 $\sigma_{C_v} \leq 15\%$.

2.2 Методи згладжування хронологічних рядів

Циклічність коливань річного стоку тієї чи іншої річки можна досліджувати за хронологічними графіками.

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.

Ковзне згладжування коливань річного стоку визначають за формулою:

$$\tilde{q}_i = \frac{1}{T} \sum_{k=-\frac{T-1}{2}}^{\frac{T-1}{2}} q_{i+k}, \quad (2.9)$$

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:

$$\begin{aligned} \tilde{q}_1 &= \frac{1}{6}(5q_1 + 2q_2 - q_3), \\ \tilde{q}_2 &= \frac{1}{3}(q_1 + q_2 + q_3), \\ \tilde{q}_3 &= \frac{1}{3}(q_2 + q_3 + q_4), \\ \tilde{q}_{n-1} &= \frac{1}{3}(q_{n-2} + q_{n-1} + q_n), \\ \tilde{q}_n &= \frac{1}{6}(5q_n + 2q_{n-1} - q_{n-2}). \end{aligned} \quad (2.10)$$

Лінійне згладжування хронологічних графіків за п'ятирічками:

$$\begin{aligned} \tilde{q}_1 &= \frac{1}{5}(3q_1 + 2q_2 + q_3 - q_5), \\ \tilde{q}_2 &= \frac{1}{10}(4q_1 + 3q_2 + 2q_3 + q_4), \\ \tilde{q}_3 &= \frac{1}{5}(q_1 + q_2 + q_3 + q_4 + q_5), \\ \tilde{q}_{n-1} &= \frac{1}{5}(q_{n-4} + q_{n-3} + q_{n-2} + q_{n-1} + q_n), \end{aligned} \quad (2.11)$$

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

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

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 T . 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. Рождественського та А.І.Чеботарьова [6]. Досить часто в практиці розрахунків використовуються різницеві інтегральні криві.

2.3 Метод різницевої 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.[5]

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

$$\sum_{i=1}^t (K_i - 1) = f(t), \quad (2.12)$$

де K_i - модульний коефіцієнт.

При побудованні різницевої інтегральної кривої 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:

$$\operatorname{tg} \alpha = (K_i - 1)_{cp} = \frac{l_k - l_n}{m}, \quad (2.13)$$

де l_k, l_n - відповідно кінцева та початкова ординати інтегральної кривої для періоду часу, який розглядається;

m – число років у періоді часу.

Період часу, для якого об'єднуюча пряма лінія інтегральної кривої відхиляється вгору відносно осі абсцис та значення $(K_i - 1)_{cp}$ позитивне, відповідає багатоводній фазі коливань стоку [6].

Період же, для якого об'єднуюча лінія нахилена вниз та $(K_i - 1)_{cp}$ має негативне значення, відповідає маловодній фазі.

2.4 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 $\pm 10\%$. Відповідно СНіП 2.01.14-83 [4] 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.

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

Приведення статистичних параметрів коротких рядів спостережень до багаторічного періоду графо-аналітичним методом.

Відповідно до графо-аналітичного методу статистичні параметри короткого ряду $\bar{q}_n, C_v, C_s$ обчислюються через характерні ординати згладженої кривої забезпеченості (5%, 50%, 95%) на підставі кореляційної залежності за спільний період спостережень[7].

Приведення виконується за схемою.

Значення річного стоку за багаторічний період спостережень по річці-аналогу розташовують в порядку убутання та визначають їх забезпеченість за формулою:

$$P = \frac{m}{N + 1} \cdot 100\% , \quad (2.14)$$

де m – порядковий номер ранжованої вибірки;

N – довжина ряду.

На підставі цих даних на клітчатці імовірності будується емпірична крива забезпеченості річного стоку річки-аналога, яка згладжується. З неї знімають опорні ординати $q_{5\%}^a, q_{50\%}^a, q_{95\%}^a$ [7].

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

Статистичні параметри короткого ряду розраховують за відновленими ординатами.

Спочатку обчислюється коефіцієнт скошеності S :

$$S = \frac{q_{5\%} + q_{95\%} - 2q_{50\%}}{q_{5\%} - q_{95\%}} \quad (2.15)$$

За спеціальною таблицею відповідно S встановлюють коефіцієнт C_s . Середньоквадратичне відхилення σ_q розраховується за формулою:

$$\sigma_q = \frac{q_{5\%} - q_{95\%}}{t_{5\%} - t_{95\%}}, \quad (2.16)$$

де $t_{5\%}, t_{95\%}$ - ординати нормованої кривої біноміального розподілу, які визначаються в залежності від S по спеціальним таблицям[7].

Середньобагаторічне значення (норма) річного стоку обчислюється за рівнянням

$$\bar{q}_n = q_{50\%} - \sigma_q \Phi_{50\%}, \quad (2.17)$$

Коефіцієнт варіації C_v знаходиться через співвідношення (2.16) та (2.17), тобто:

$$C_v = \frac{\sigma_q}{\bar{q}_n}. \quad (2.18)$$

Аналітичний спосіб приведення статистичних параметрів річного стоку

Приведення норми річного стоку коротких рядів до багаторічного періоду виконується на підставі рівняння лінійної регресії. При цьому необхідно мати на увазі, що:

- період спільних спостережень повинен бути не менше, ніж 10-15 років;
- коефіцієнт кореляції річного стоку досліджуваної річки та річки-аналога $r \geq 0.7$;

- відношення коефіцієнта регресії K до його середньоквадратичної похибки дорівнює $K / \sigma_k \geq 2.0$ [5]

Коефіцієнт регресії обчислюється за формулою:

$$K = \frac{r \cdot \sigma}{\sigma^a}, \quad (2.19)$$

де σ та σ^a – середні квадратичні відхилення значень річного стоку дослідженої річки та аналога за спільний період спостережень.

Похибка коефіцієнта регресії дорівнює:

$$\sigma_k = \frac{\sigma}{\sigma^a} \frac{1 - r^2}{\sqrt{n - 1}}, \quad (2.20)$$

Запишемо рівняння лінійної регресії для норми річного стоку:

$$\bar{q}_N = \bar{q}_n + r \frac{\sigma}{\sigma^a} (\bar{q}_N^a - \bar{q}_n^a), \quad (2.21)$$

де $\bar{q}_N$ та $\bar{q}_N^a$ – середні багаторічні значення (норми) модулів річного стоку досліджуваної річки та аналога;

$\bar{q}_n$, $\bar{q}_n^a$ – відповідні середні значення стоку за період спільних спостережень n .

Коефіцієнт кореляції розраховується за формулою (2.14).

Середньоквадратичні відхилення значення річного стоку σ та σ^a встановлюються за відповідними формулами:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (q_i - \bar{q})^2}{n - 1}} \quad (2.22)$$

$$\sigma^a = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (q^a_i - \bar{q}^a)^2}{n-1}} \quad (2.23)$$

Коефіцієнт варіації приведенного ряду дорівнює:

$$C_v = \frac{\sigma}{\bar{q}_N} \sqrt{1 + r^2 \left(1 - \frac{\sigma^a}{\sigma_N^a} \right)}, \quad (2.24)$$

де σ_N^a - середньоквадратичне відхилення модулів річного стоку ряду-аналога за багаторічний період спостережень N років.

Середня квадратична похибка приведенного значення норми річного стоку оцінюється за формулою:

$$\sigma_{\bar{q}_N} = \frac{100\sigma}{\bar{q}_N \cdot \sqrt{n}} \sqrt{1 + r^2 \left(\frac{n}{N} \frac{\sigma_N^a}{\sigma^a} - 1 \right)} \quad (2.25)$$

Приведення ряду до багаторічного періоду методом коефіцієнтів

Для розрахунку за цим методом спочатку визначається коефіцієнт кореляції між значеннями короткого ряду та ряду аналога за період сумісних спостережень, за формулою (2.14). Якщо значення $r \geq 0.7$, то досліджується синхронність коливань стоку на двох постах. Для цього будуються хронологічні графіки коливань річного стоку. Якщо коливання синхронні, то можна записати

$$\frac{\bar{q}_N^a}{q_n^a} = \frac{\bar{q}_N}{\bar{q}_n}, \quad (2.26)$$

де $\bar{q}^a_N$ та $\bar{q}_N$ - середнє багаторічне значення річного стоку (норма) річки-аналога та короткого ряду, відповідно, а $\bar{q}^a_n$ та $\bar{q}_n$ - середнє значення річного стоку річки-аналога та короткого ряду за період сумісних спостережень n .

Позначимо співвідношення $\frac{\bar{q}^a_N}{\bar{q}^a_n}$ як K_N , тоді для досліджуваного

короткого ряду можна визначити норму стоку за виразом:

$$\bar{q}_N = K_N \bar{q}_n \quad (2.27)$$

3. МЕТОДИ РОЗРАХУНКУ СТАТИСТИЧНИХ ПАРАМЕТРІВ РІЧНОГО СТОКУ

Відповідно рекомендаціям СНіП 2.01.14.83 [4], статистичну обробку рядів середньорічних модулів стоку виконують з використанням методів моментів та найбільшої правдоподібності.

3.1 Метод моментів

При описуванні властивостей статистичних сукупностей використовуються моменти двох видів: початкові, центральні [7].

Початковим моментом s -го порядку α дискретної випадкової величини X є сума

$$\alpha_s = \sum_{i=1}^n x_i^s p_i . \quad (3.1)$$

Для безперервної випадкової величини сума (3.1) виражається через інтеграл, а

$$\alpha_s = \int_{-\infty}^{\infty} x^s f(x) dx . \quad (3.2)$$

Якщо прийняти $s=1$, то (3.1) набуде вигляду

$$\alpha_1 = m_x = \sum_{i=1}^n x_i p_i . \quad (3.3)$$

Центральним моментом дискретних випадкових величин називається математичне очікування

$$\beta_s = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - m_x)^s p_i}{n}. \quad (3.4)$$

Для емпіричних розподілів замість m_x використовується $\bar{x}$, а

$$\beta_s = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^s. \quad (3.5)$$

При $s=1$

$$\beta_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \bar{x} = 0, \quad (3.6)$$

тобто перший центральний момент дорівнює нулю.

При $s=2$

$$\beta_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2. \quad (3.7)$$

Другий центральний момент характеризує розсіювання випадкової величини відносно середнього та носить назву дисперсії D_x [7].

Квадратний корінь з дисперсії, співпадаючий за розмірністю з ознакою випадкової величини, називається середнім квадратичним відхиленням або стандартом:

$$\sigma_x = \sqrt{D_x} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}}. \quad (3.8)$$

За наявності обмежених вибірок, а вони найчастіше в гідрології не виходять за межі 40-50 років другий центральний момент має від'ємний зсув (систематичне заниження). Для його усунення в (3.8) вводиться поправка, з урахуванням якої отримують більш загальний вираз для σ_x

$$\sigma_x = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}}. \quad (3.9)$$

Для порівняння мінливості різномасштабних випадкових величин приймають безрозмірний параметр, який отримав назву коефіцієнта варіації або мінливості:

$$C_v = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (K_i - 1)^2}{n-1}}. \quad (3.10)$$

При $s=3$

$$\beta_3 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3. \quad (3.11)$$

Третій центральний момент характеризує ступінь несиметричності розподілу випадкової величини відносно математичного очікування. Будучи непарним, третій центральний момент може бути як додатним, так і від'ємним. Якщо $\beta_3=0$, то крива стає симетричною.

Нормування дозволяє отримати безрозмірний параметр статистичного розподілу, названий коефіцієнтом асиметрії.

$$C_s = \beta_3 / \sigma_x^3 = \left[\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3 \right] / (n\sigma_x^3). \quad (3.12)$$

Винісши за дужки x^3 та поділив на цю величину чисельник і знаменник, отримаємо

$$C_s = \frac{\left[\sum_{i=1}^n (K_i - 1)^3 \right]}{nC_v^3}. \quad (3.13)$$

Як і C_v , параметр C_s є зміщеною оцінкою. У простому випадку від'ємна зміщеність може бути усунена шляхом введення в (3.13) поправки, запропонованої Є.Г. Блохіновим: $\delta_s = n^2 / [(n-1)(n-2)]$ [5]. З урахуванням цього

$$C_s = \left[n \sum_{i=1}^n (K_i - 1)^3 / [(n-1)(n-2)C_v^3] \right]. \quad (3.14)$$

При $C_s > 0$ крива розподілу випадкової величини має додатну асиметрію, при $C_s < 0$ - від'ємну, а при $C_s = 0$ розподіл є симетричним[7].

3.2 Метод найбільшої правдоподібності

В гідрологічну практику цей метод введений С.Н. Крицьким та М.Ф. Менкелем [5]. Розрахунок статистичних параметрів методом найбільшої

правдоподібності, на відміну від викладеного вище метода моментів, є більш складним. Тому в цілях спрощення розрахункової схеми Є.Г. Блохінєв запропонував спочатку обчислювати статистики:

$$\lambda_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i; \quad (3.15)$$

$$\lambda_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \lg K_i; \quad (3.16)$$

$$\lambda_3 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n K_i \lg K_i. \quad (3.17)$$

Як видно із рівняння (3.15), статистика λ повністю співпадає з середнім арифметичним $\bar{x}$ в методі моментів. Коефіцієнти мінливості C_v та асиметрії C_s встановлюються за спеціально складеними для цих цілей номограмами.

Метод найбільшої правдоподібності рекомендується для визначення параметрів, коли використовується крива трипараметричного гама-розподілу, а також заслуговує на перевагу при $C_v > 0.5$. При $C_v < 0.5$ метод найбільшої правдоподібності та моментів приводять практично до однакових результатів[5].

3.3 Точність обчислення параметрів статистичного розподілу

Визначення числових характеристик випадкових величин є найважливішим етапом статистичного аналізу. У гідрології при розрахунках

імовірнісних значень статистичних рядів найчастіше спираються на біноміальний і трьохпараметричний гама-розподіл. І той, й інший передбачають наявність трьох статистичних параметрів: середнього значення вибірки, коефіцієнтів варіації і асиметрії. Моменти вищих порядків із-за великих помилок їх обчислення при коротких рядах зазвичай не використовуються.

Оскільки матеріали вимірювання стоку завжди обмежені, а, згідно граничних теорем розподілу, для отримання параметрів потрібні нескінченно довгі сукупності, то в практичних розрахунках обчислюються не самі параметри, а їх наближені значення – оцінки.[7] Очевидно, чим більша довжина вибірок, тим вище ступінь наближення оцінок розподілу до їх шуканих параметрів. З цієї причини вибірковий аналіз обов’язково припускає не тільки обчислення оцінок, але й встановлення точності, з якою вони визначені по наявних рядах. Мірою точності є середня квадратична погрішність. При відсутності внутрішньорядних зв’язків відносна середня квадратична похибка обчислення n -річних середніх стокових рядів (в %) може бути визначена за формулою:

$$\sigma_x = \frac{100C_v}{\sqrt{n}}. \quad (3.18)$$

З формули (3.18) видно, що погрішність прямо пропорційна коефіцієнту варіації C_v і обернено пропорційна числу членів вибірки n . Більшість гідрологічних величин розраховується з точністю $\pm 10\%$, що при коефіцієнтах варіації 0,2 – 1,0 для обчислення середнього $\bar{x}$ потребує мати ряди тривалістю 20 – 30 років.

Для статистичних сукупностей з наявністю внутрішньорядних зв’язків:

$$\sigma_x = \frac{100C_v \sqrt{(1+r)(1-r)}}{\sqrt{n}}, \quad (3.19)$$

де r - коефіцієнт кореляції між суміжними членами ряду.

Похибки, обчислені по (3.18), при тих же значеннях C_v і n будуть більшими, ніж по (3.19), так як $(1+r)/(1-r) \geq 1,0$. Пояснюється це тим, що при внутрішньорядній скорельованості у вихідних рядах незалежної інформації зберігається менше[7].

Стандартні похибки вибірових коефіцієнтів варіації C_v (в %) обчислених методом моментів, знаходяться за формулою:

$$\sigma_{C_v} = \sqrt{(1 + C_v^2)/(2n)} \cdot 100. \quad (3.20)$$

Якщо коефіцієнти варіації встановлюються за допомогою метода найбільшої правдоподібності, то

$$\sigma_{C_v} = \sqrt{3/[2n(3 + C_v^2)]} \cdot 100. \quad (3.21)$$

При здійсненні гідрологічних розрахунків значення коефіцієнтів варіації повинні визначатися з похибкою не більше 15%. Якщо виходити із значень $C_v = 0,2 - 1,0$, то для цього потрібні ряди 25 – 45 років (при використанні метода моментів) або 17 – 22 роки (при використанні метода найбільшої правдоподібності) [7].

3.4 Статистична обробка часових рядів річного стоку в басейнах річок Горинь, Стир та Случ

Статистична обробка часових рядів річного стоку в басейнах річок Горинь, Стир та Случ виконана по 20 гідрологічних постах з урахуванням даних по 2015 рік і полягала у визначенні стандартних параметрів ($\bar{q}$, C_v , C_s та співвідношення C_s/C_v).

Для рішення цієї задачі використовувались методи моментів та найбільшої правдоподібності [8].

Результати розрахунків наведені у табл. 3.1, з якої видно, що у методі моментів коефіцієнти варіації змінюються від 0.55 (р.Смолка – с.Сусли) до 0.22 (р.Горинь - пгт Янполь). Це свідчить про те, що в цілому для річного стоку в басейні річок Горинь, Стир та Случ характерна висока ступень мінливості у рядах середньорічних модулів стоку. У дуже широких межах змінюється коефіцієнт асиметрії - від 1,68 (р.Бережанка – с.Подлесное) до 0.07 (р.Грунь - с.Римарівка, $F=958 \text{ км}^2$).

Що стосується правдоподібних оцінок C_v , C_s / C_v , то вони змінюються у слідуючих межах: коефіцієнт варіації C_v коливається від 0.56 до 0.22, а співвідношення C_s / C_v складає у середньому 2.54.

Середня квадратична похибка обчислення n -річних середніх стокових рядів визначена за формулою (3.18). По результатам розрахунку середньоквадратичні відхилення по басейнам річок Горинь, Стир та Случ дорівнюють $\sigma_q = 6,2\%$, середня квадратична похибка коефіцієнтів варіації розрахована за формулою (3.21) і дорівнюють $\sigma_{C_v} = 12,3\%$.

Таблиця 3.1 Результати розрахунку статистичних параметрів річного стоку та визначення середньоквадратичних відхилень в басейнах річок Стир, Горинь, Случ.

№,поста	Річка-пост	$F, \text{км}^2$	n ,роки	$q, \text{л(с/км}^2\text{)}$	Метод моментів		Метод найб. правдоп.		$\sigma_{cv}, \%$	$\sigma_q, \%$
					C_v	C_s	C_v	C_s/C_v		
1	2	3	4	6	7	8	9	10	11	12
30	р.Стир – с.Шуровці	2020	60	5,5	0,36	0,79	0,36	2,3	8,94	4,67
31	р.Стир – г.Луцк	7200	88	4,3	0,26	0,49	0,25	2	7,46	2,72
34	р.Стир – с.Млинок	10900	55	3,9	0,27	0,72	0,26	2,9	9,43	3,53
35	р.Радоставка – с.Тройца	316	60	5,9	0,35	0,75	0,35	2,2	8,95	4,54
36	р.Иква – с.Радянське	632	61	5,2	0,28	0,78	0,27	3	8,94	3,5
37	р.Иква – Млиновская ГЕС	1960	26	4,2	0,3	1,97	0,3	9,6	13,67	5,84
38	р.Горинь - пгт Янполь	1400	76	4,5	0,22	0,09	0,22	0,6	8,05	2,54
40	р.Горинь – с.Ожени	5860	70	4,2	0,27	0,44	0,26	1,7	8,36	3,16
41	р.Горинь – с.Деражно	9160	58	4,4	0,26	0,55	0,26	2,2	9,18	3,41
44	р.Полква – с.Челгузов	256	12	3,3	0,31	-0,32	0,31	0,4	20,1	9,06
45	р.Вишня – Загребляньська ГЕС	220	4	3,7	0,29	-0,15	0,3	2,1	34,8	15,4
46	р.Вишня – с.Кулев	204	8	4,2	0,28	-0,55	0,29	1,5	24,7	10,3
47	р.Вирка – с.Сварни	302	64	3,8	0,39	0,85	0,39	2,3	8,62	4,9
48	р.Бережанка – с.Подлесное	230	12	4,5	0,43	1,68	0,43	7	19,8	12,6
49	р.Случ – с.Велика клітка	232	27	4,1	0,45	0,55	0,45	1,4	13,2	8,7
50	р.Случ – с.Громада	2460	86	3,3	0,37	0,91	0,37	2,5	7,45	4,03
52	р.Случ – г.Сарни	13300	80	3,9	0,44	0,82	0,44	1,9	7,66	4,94
53	р.Хомора – пгт Понинка	1410	33	3,8	0,42	0,79	0,42	2	12	7,36
54	р.Тня – с.Броники	982	72	3,5	0,54	0,82	0,55	1,6	7,95	6,46
55	р.Смолка – с.Сусли	632	70	3,3	0,55	0,85	0,56	1,6	8,05	6,63
Середнє значення								2,54	12,3	6,2

4 ДОСЛІДЖЕННЯ СТАТИСТИЧНОЇ ОДНОРІДНОСТІ ТА ВИЗНАЧЕННЯ ЦИКЛІЧНОСТІ У ЧАСОВИХ РЯДАХ РІЧНОГО СТОКУ

Застосування теоретичних кривих розподілу для опису статистичних сукупностей можливо в тому випадку, якщо ці сукупності сформовані з якісно однорідних і незалежних елементів. З'ясування статистичної однорідності досліджуваних сукупностей і випадковості формування вибірок виступає в якості важливого елемента оцінки достовірності статистичних узагальнень.

У теорії ймовірностей відомо багато критеріїв однорідності, використовуючи які можна визначити однорідність вибірових значень параметрів розподілу [6]. У даній магістерській роботі для перевірки часових рядів річного стоку на однорідність використовувались критерії Стюдента, Вількоксона і Фішера.

4.1 Аналіз однорідності часових рядів річного стоку в басейнах річок Стир, Горинь, Случ

Ряди випадкових величин X та Y є статистично однорідними, якщо вони належать до однієї і тієї ж генеральної сукупності, або інакше кажучи, підлягають одному і тому ж закону розподілу з одними і тими ж статистичними параметрами.

Рішення задачі про перевірку рядів на статистичну однорідність зводиться до перевірки статистичної гіпотези, логічна схема якої має такий вигляд:

- Висунення нульової гіпотези H_0 . За нульову гіпотезу приймається припущення, що ряди X та Y статистично однорідні. Протилежне за змістом припущення є альтернативною гіпотезою [6].

- Статистичне рішення, що приймається на підставі обмежених даних, може бути помилковим, тому назначають рівень значущості α - малу ймовірність помилки першого роду, тобто ймовірність неприйняття нульової гіпотези. Вибір рівня значущості узгоджується з щільністю вихідних даних. Отже, якщо в гідрології точність вимірювань у більшості випадків не перевищує 5%, то і використання рівня значущості, меншого за 5%, вважається недоцільним [6].

- Задаються певні функції від результатів спостережень. Ці функції (критерії) повинні бути випадковими величинами і підлягати певному добре відомому у математиці закону розподілу з щільністю $F(y)$. Цією функцією визначається міра розходження вибірових даних по ряду X та ряду Y . Критерії однорідності мають дати відповідь на запитання наскільки статистично значуща різниця між розподілами двох рядів X та Y . Границя між суттєвою та несуттєвою різницею визначається рівнем значущості α . Використовуючи криву розподілу ймовірностей випадкової величини Y та рівень значущості α , можна виділити критичну область:

правосторонню

$$P(y > y_1(kp.1)) = \alpha \quad (4.1)$$

лівосторонню

$$P(y < y_1(kp.k)) = \alpha \quad (4.2)$$

двосторонню симетричну область

$$P(y < y_1(kp.2)) + P(y > y_1(kp.k)) = \alpha \quad (4.3)$$

двосторонню симетричну область

$$P(y > y_1(kp.k)) = \alpha / 2 \quad (4.4)$$

Якщо розраховане значення критерію належить критичній області, нульова гіпотеза відкидається[6].

У математичній статистиці дуже добре розроблений апарат перевірки гіпотези про статистичну однорідність двох рядів X та Y , і підлягають нормальному закону розподілу. У цьому випадку використовуються

параметричні критерії Фішера – Снедекора та Стюдента t . Але ряди стоку найчастіше описуються теоретичними законами розподілу, відмінними від нормального. Саме тому у гідрологічних розрахунках широко застосовуються непараметричні критерії, засновані і порівняні безпосередньо емпіричних кривих розподілу [6].

Слід відзначити, що аналіз статистичної однорідності одного стокового ряду виконується у тих випадках, коли на водозборі відбувається зміна умов формування стоку або зміна умов стікання води у руслі [6]. Причиною таких змін найчастіше бувають водогосподарські перетворення на водозборі (регулювання стоку штучними водоймищами, перекид стоку з одного водозбору до іншого. Інтенсивні забори води на зрошення або, навпаки, скидання відпрацьованих ґрунтових вод у русло тощо). Для аналізу на статистичну однорідність вихідний ряд розбивається на дві вибірки: X – до початку інтенсивних перетворень на водозборі, Y – після початку інтенсивних перетворень. Дату, починаючи з якої антропогенний вплив стає значущим, можна визначити з якісного описування ситуацій, що складаються на водозборах. Таке описування наводиться у «Гідрологічних щорічниках». В останні рейси для окремих водозборів можна знайти і кількісні показники забору чи скидання води в русло річки. Іноді час, з якого почалося водогосподарське засвоєння водозбору встановлюється з хронологічного графіка стоку. При відсутності будь-якої інформації про використання поверхневих і підземних вод вихідний ряд ділиться на дві вибірки однакової довжини [6].

Ряди спостережень за річним стоком у деяких випадках можуть виявитися неоднорідними як у часі, так і у просторі. Тому, перш ніж приступити до визначення норми річного стоку, слід перевірити усі досліджувані часові ряди на однорідність [8].

В басейні річок Стир Горинь та Случ перевірка на однорідність часових рядів річного стоку була виконана за критеріями Фішера, Стюдента та Вілкоксона. Результати наведені у табл. 4.1. Неоднорідними виявились два

пости (р.Случ – с.Велика клітка, р.Хомора – пгт Понинка).З вихідних даних не можна зробити однозначних висновків стосовно причин такої неоднорідності, вони потребують уточнення.

Таблиця 4.1 – Перевірка часових рядів річного стоку на однорідність в басейні річок Стир Горинь та Случ за критеріями Фішера, Ст'юдента та Вілкоксона

№	Річка – пост	n, років	Відсоток випадковості	Критерій Фішера		Висновок	Критерій Ст'юдента		Висновок	Критерій Вілкоксона	Загальний висновок
				F	F _{кр}		t	t _{кр}			
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	р.Стир – с.Шуровці	60	5%	1,5	2,2	Одн.	0,9	2,0	Одн.	Одн.	Одн.
2	р.Стир – г.Луцк	88	5%	1,4	1,9	Одн.	1,5	2,0	Одн.	Одн.	Одн.
3	р.Стир – с.Млинок	55	5%	1,4	2,1	Одн.	1,5	2,0	Одн.	Одн.	Одн.
4	р.Радоставка – с.Тройца	60	5%	1,2	2,2	Одн.	0,4	2,0	Одн.	Одн.	Одн.
5	р.Иква – с.Радянське	61	5%	1,7	2,2	Одн.	1,4	2,0	Одн.	Одн.	Одн.
6	р.Иква – Млиновская ГЕС	26	5%	1,8	3,4	Одн.	2,0	2,1	Одн.	Одн.	Одн.
7	р.Горинь - пгт Янполь	76	5%	1,2	2,0	Одн.	2,0	2,0	Неод.	Одн.	Одн.
8	р.Горинь – с.Ожени	70	5%	2,1	2,1	Неод.	0,4	2,0	Одн.	Одн.	Одн.
9	р.Горинь – с.Деражно	58	5%	2,2	2,2	Неод.	1,5	2,0	Одн.	Одн.	Одн.
10	р.Вирка – с.Сварни	64	5%	1,7	2,1	Одн.	1,3	2,0	Одн.	Одн.	Одн.
11	р.Случ – с.Велика клітка	27	5%	1,5	3,5	Одн.	3,1	2,1	Неод.	Неод.	Неод.

Продовження таблиці 4.1

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
12	р.Случ – с.Громада	86	5%	1,3	1,9	Одн.	1,4	2,0	Одн.	Одн.	Одн.
13	р.Случ – г.Сарни	80	5%	1,2	2,0	Одн.	1,8	2,0	Одн.	Неод.	Одн.
14	р.Хомора – пгт Понинка	33	5%	1,6	3,0	Одн.	2,1	2,0	Неод.	Неод.	Неод.
15	р.Тня – с.Броники	72	5%	1,3	2,1	Одн.	0,6	2,0	Одн.	Одн.	Одн.
16	р.Смолка – с.Сусли	70	5%	1,2	2,1	Одн.	0,7	2,0	Одн.	Одн.	Одн.

4.2 Дослідження у стокових рядах басейнів річок Сир,Горинь,Случ наявності тренду

Коли статистична неоднорідність ряду стоку установлена і у фондових матеріалах є вказівки на наслідки інтенсивних водогосподарських перетворень, є сенс виявити у хронологічній послідовності стоку тренд, тобто направлену зміну стокових величин в бік зростання або зменшення.

Для виявлення тренду у стокових рядах при розрахунках можна використати критерій Аббе [9]. В його основі лежить порівняння дисперсії значень випадкової величини X з сумою квадратів їх послідовних різниць S^2 , яка менш чутлива до систематичної зміни математичного сподівання. Величина S^2 розраховується за формулою:

$$S^2 = \frac{1}{2(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} (x_{i+1} - x_i)^2, \quad (4.5)$$

де N - довжина вихідного ряду;

x_i та x_{i+1} - наступне та попереднє значення хронологічного ряду.

Висувається нульова гіпотеза, яка передбачає, що тренд існує.

Для перевірки гіпотези про відсутність систематичних змін в упорядкованій послідовності розраховується відношення:

$$z = \frac{S^2}{\sigma_x^2}, \quad (4.6)$$

де σ_x^2 - дисперсія вихідного ряду.

Якщо $z \geq z_{кр}$, то можна зробити висновок, що ряд спостережень не має систематичного зсуву математичного сподівання (тренд відсутній), але коли $z < z_{кр}$, то тренд існує (згідно з таблицею критичних значень розподілу величин) [9].

Так, як неоднорідними виявилось два гідрологічних поста, тому для уточнення неоднорідності по цих постах були побудовані графіки тренду, які наведені у додатку А.

На підставі аналізу цих графіків можна зробити висновок, що наявні часові тренди на постах (р. Случ – с. Велика Клітна і р. Хомора – пгт. Понинка) чітко виражені, на розглянутих постах відзначається тенденція до збільшення водності по роках, що пов'язано з природними процесами[10].

Отже, присутність тренду на цих постах пояснює їх неоднорідність.

Але при розрахунках річного стоку звертається увага на питання досліджування циклічності коливань стоку річок,[5] наслідки впливу антропогенних чинників, тому у першу чергу необхідно керуватись аналізом циклічності в басейні річок Стир, Горинь, Случ.

4.3 Циклічність часових рядів річного стоку в басейні річок Стир, Горинь, Случ

Циклічність коливань річного стоку тієї чи іншої річки можна досліджувати за хронологічними графіками.

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 [5].

При розрахунках норми річного стоку однією з вимог є наявність у розглянутих періодах однакової кількості маловодних та багатоводних суміжних фаз. Часові ряди, при встановленні норми річного стоку, мають деяку закономірність у вигляді групування багатоводних або маловодних років різної тривалості [5].

Фази коливання величин річного стоку досить просто, але об'єктивно визначити за допомогою різницевих інтегральних кривих. Ефективним методом виявлення проявів синхронності коливань річного стоку є побудова сумісних графіків різницевих інтегральних кривих стоку.

Для виявлення циклічності у часових рядах річного стоку на гідрологічних постах досліджуваного району побудовані різницеві інтегральні криві, які наведені у додатку В.

Як видно з різницевих інтегральних кривих, коливання річного стоку в басейнах річок Стир, Горинь, Случ є синхронні. Деякі криві мали невеликі розриви, але на середнє значення річного стоку це суттєво не впливає. Майже всі криві утворюють замкнуті цикли коливань водності і в цілому визначається їх схожість [10].

5. ПРИВЕДЕННЯ СТАТИСТИЧНИХ ПАРАМЕТРІВ РІЧНОГО КОРОТКИХ РЯДІВ СПОСТЕРЕЖЕНЬ ДО БАГАТОРІЧНОГО ПЕРІОДУ ГРАФІЧНИМ СПОСОБОМ НА ПРИКЛАДІ БАСЕЙНІВ РІЧОК СТИР, ГОРИНЬ, СЛУЧ

Так як короткими вважають ряди, які не задовольняють принципу репрезентативності, то приведення таких рядів до багаторічного періоду виконується за допомогою річок-аналогів, які мають тривалі ряди спостережень за стоком і відповідають вимогам репрезентативності [5].

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.

5.1 Графічний спосіб приведення статистичних параметрів річного стоку коротких рядів спостережень до багаторічного періоду

В основу метода покладено графік зв'язку значень річного стоку розрахункової річки та річки-аналога за період спільних спостережень (не менше, ніж 10 років).

Залежність вважається задовільною, якщо відхилення точок від лінії зв'язку не перевищує $\pm 10\%$, а коефіцієнт кореляції між стоком досліджуваних річок не менше, ніж 0.7[5].

Коефіцієнт кореляції r визначається за формулою:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (q_i - \bar{q})(q_i^a - \bar{q}^a)}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (q_i - \bar{q})^2 \sum_{i=1}^{n-1} (q_i^a - \bar{q}^a)^2}}, \quad (5.1)$$

де q_i, q_i^a - середньорічні модулі стоку за період спільних спостережень на досліджуваній річці та за річкою-аналогом;

$\bar{q}, \bar{q}^a$ - відповідно середні багаторічні модулі стоку;

n – число років спільних спостережень.

При прямолінійному зв'язку норма стоку короткого ряду визначається безпосередньо по графіку через норму стоку річки-аналога.

При наявності нелінійних зв'язків річного стоку, що обумовлено характером коливань стоку у двох створах, необхідно мати більш тривалий ряд спільних спостережень (більш, ніж 10-20 років). У цьому випадку графік зв'язку використовується для подовження ряду по роках з подальшим обчисленням норми по відновленому ряду.[5]

Коефіцієнт варіації ряду, приведенного графічним способом, обчислюється за формулою:

$$C_v = A \frac{\bar{q}_n^a}{\bar{q}_n} C_v^a, \quad (5.2)$$

де $\bar{q}_n^a, C_v^a$ - статистичні параметри річного стоку річки-аналога за багаторічний період;

$\bar{q}_n, C_v$ - статистичні параметри приведенного ряду.

Співвідношення коефіцієнта асиметрії та варіації приймається за осередненими даними групи річок гідрологічного району, де розташована досліджувана річка, з тривалими рядами спостережень[5].

Похибка норми річного стоку короткого ряду, приведенного до багаторічного періоду за допомогою графіків зв'язку, розраховується за формулою:

$$\sigma_{\bar{q}_n} = \sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}, \quad (5.3)$$

де σ_1 - похибка обчислення норми річного стоку річки-аналога, яка визначається за формулою (2.3);

σ_2 - похибка кореляції стоку за період спільних спостережень, обчислена за рівнянням:

$$\sigma_2 = \frac{C_v \sqrt{1-r^2}}{\sqrt{n}}, \quad (5.4)$$

де C_v - коефіцієнт варіації річного стоку для розрахункового створу[7].

5.2 Аналіз результатів приведення статистичних параметрів річного стоку коротких рядів спостережень в басейнах річок Стир, Горинь, Случ до багаторічного періоду графічним способом

На підставі таблиці 3.1 по результатам розрахунку середньої квадратичної похибки подовженню підлягає часоий рід гідрологічного поста р. Случ –с.Велика Клітка, де $\sigma_q = 8.75\%$.

Приведення короткого ряду до багаторічного періоду виконується за допомогою річки аналога, яка має тривалий ряд спостережень за річним

стоком. При виборі річки аналога ми керувалися такими вимогами: схожість кліматичних умов, поліції водосбкрів невідрізняються більш ніж в 10 раз, а також період спільних спостережень за стоком на досліджувальних річках складає більше 17 років [5].

За аналог прийнят гідрологічний пост р.Случ – с.Громада . Побудована таблиця середньорічних модулів стоку р.Случ – с.Велика Клітка та р.Случ – с.Громада за період спільних спостережень з 1954 по 1970 рр. (табл. 5.1)

Таблиця 5.1 Середньорічні модулі стоку р.Случ – с.Велика клітка та р.Вирка – с.Сварни за період спільних спостережень 1954 – 1970рр

№ п/п	рік	Модуль стоку $q_{\text{ср}}$, л/скм ² р.Случ – с.Велика Клітка.	Модуль стоку $q_{\text{ср,а}}$ л/скм ² р.Случ – с.Громада.
1	1954	1,59	1,58
2	1955	4,83	2,63
3	1956	5,99	3,96
4	1957	2,11	1,53
5	1958	2,59	2,32
6	1959	1,59	1,39
7	1960	3,66	3,38
8	1961	1,47	1,86
9	1962	4,05	4,48
10	1963	2,54	3,11
11	1964	2,11	2,16
12	1965	4,14	3,43
13	1966	3,92	3,84
14	1967	3,1	3,42
15	1968	3,45	3,31
16	1969	4,66	4,4
17	1970	6,94	6,57

Приведення статистичних параметрів часового ряду річного стоку р.Случ – с.Велика Клітка виконано графічним способом. В основу метода покладено графік зв'язку значень річного стоку розрахункової річки та річки-аналога за період спільних спостережень (рис 5.1) [5].

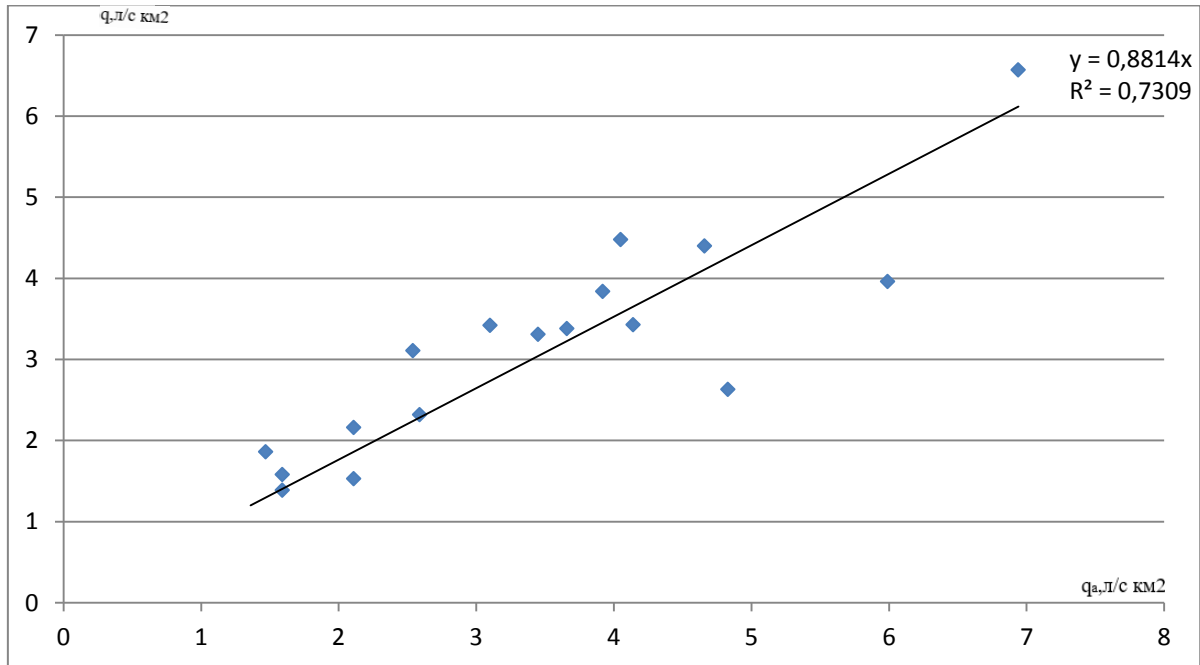


Рисунок 5.1- Графік зв'язку середньорічних модулів стоку р.Случ – с.Велика клітка та р.Вирка – с.Сварни за період спільних спостережень 1954 – 1970рр.

Критеріє правильності вибору річки – аналогу є тісний зв'язок між характеристиками стоку за період спільних спостережень, і характеризується він коефіцієнтом кореляції. За умовами $r \geq 0.7$ [5]. Коефіцієнт кореляції графіку 5.1 дорівнює $r = 0.85$, це свідчить про те, що аналог підібрано вірно, але слід перевірити значення похибки норми річного стоку короткого ряду після його подовження.

Похибка розрахунку короткого ряду приведенного до багаторічного періоду рзраховується за формулю 5.3 [5].

Коефіцієнт варіації ряду, приведенного да багаторічного періоду графічним способом, розраховувался за формулою 5.2 [5]. Резхультати розрахунку наведені у таблиці 5.2.

Таблиця 5.2 Значення статистичних параметрів р.Случ – Велика Клітка після подовження ряду

№ п/п	F, км ²	До подовження		Після подовження	
		q/л(с/км ²)ср %	Cv	q/л(с/км ²)ср %	Cv
49	232	8,7	0,45	4,0	0,26

Отримані результати подовження ряду р.Случ – с.Велика Клітка задовольняють вимогам нормативного документа СНіП 2.01.14-83. Відносне значення середньої квадратичної похибки норми річного стоку зменшилось і дорівнює $\sigma_{\bar{q}} = 4,0\%$.

Висновок

1. В данній роботі використані значення середньо годвих модулів стоку по 20 гідрологічних постах з періодом спостережень по 2015 рік.
2. Статистична обробка виконувалась за методом моментів та найбільшої правдоподібності по результатам статистичної обробки коефіцієнти варіації змінюються від 0.55 до 0.22 (метод моментів). У дуже широких межах змінюється коефіцієнт асиметрії - від 1,68 до 0.07(метод моментів). Пр правдоподібні оцінки C_v , C_s / C_v , то вони змінюються у слідуючих межах: коефіцієнт варіації C_v коливається від 0.56 до 0.22, а співвідношення C_s / C_v складає у середньому 2.54.
3. За результатами перевірки неоднорідними виявилось два гідрологічних поста. По неоднорідних постах були побудовані графіки тренду. На розглянутих постах відзначення тенденція до збільшення водності при зростанні років, це пов'язано з коливальними процесами.
4. Аналіз циклічності показав, що всі наявні ряди спостережень можуть бути використані для подальшого розрахунку норми річного стоку на досліджуваної території.
5. По результатам розрахунку середньої квадратичної похибки подовженню підлягає часоий ряд гідрологічного поста р. Случ –с. Велика Клітка
6. Отримані результати задовольняють вимогам нормативного документа СНіП 2.01.14-83., відносне значення середньої квадратичної похибки норми річного стоку зменшилось і дорівнює 4,0%.

Література

1. Ресурсы поверхностных вод СССР. Украина и Молдавия. - Л.:Гидрометеиздат, 1971. – т. 6, вып. 2 – 655 с.
2. Вишневський В.І., Косовиць О.О. Гідрологічні характеристики річок України, К.: Наука – Центр, 2003.324с
3. Гребінь В.В Сучасний водний режим річок України (ландшафтно – гідрологічний аналіз). К.: Наука – Центр, 2010. 316с
4. Пособие по определению расчетных гидрологических характеристик. – Л.:Гидрометеиздат, 1983. – 448 с.
5. Гопченко Є.Д Овчарук В.А., Лобода Н.С Гідрологічні Розрахунки. Одеса:ТЕС, 2014.483с
6. Рождественський А.В., Чеботарев А.И. Статистические методы в гидрологии. - Л.: Гидрометеиздат, 1974. – 424 с.
7. Гопченко Е.Д., Гушля А.В. Гидрология с основами мелиорации - Л.:Гидрометеиздат, 1989г. – 303с
8. Шакірманова Ж.Р., Бурлуцька М.Е. Гідрологічні розрахунки і прогнози: Конспект лекцій. Одеса: Видавництво ОДЕКУ. 2016. 158 с
9. Лобода Н.С. Збірник методичних вказівок до практичних занять з дисципліни «Гідрологічні розрахунки». – Одеса, ОДЕКУ, 2005. – 56 с.
10. Бурлуцька М. Е., Романчук М. Є., Кривопапов І. А. Статистичний аналіз та визначення циклічності часових рядів річного стоку басейнів річок Стир, Горинь, Случ матеріали тез доповідей VII Международной научно-практической конференции «EURASIAN SCIENTIFIC CONGRESS», 12-14 июля 2020 года Барселона, Испания с.219-224

Додаток А

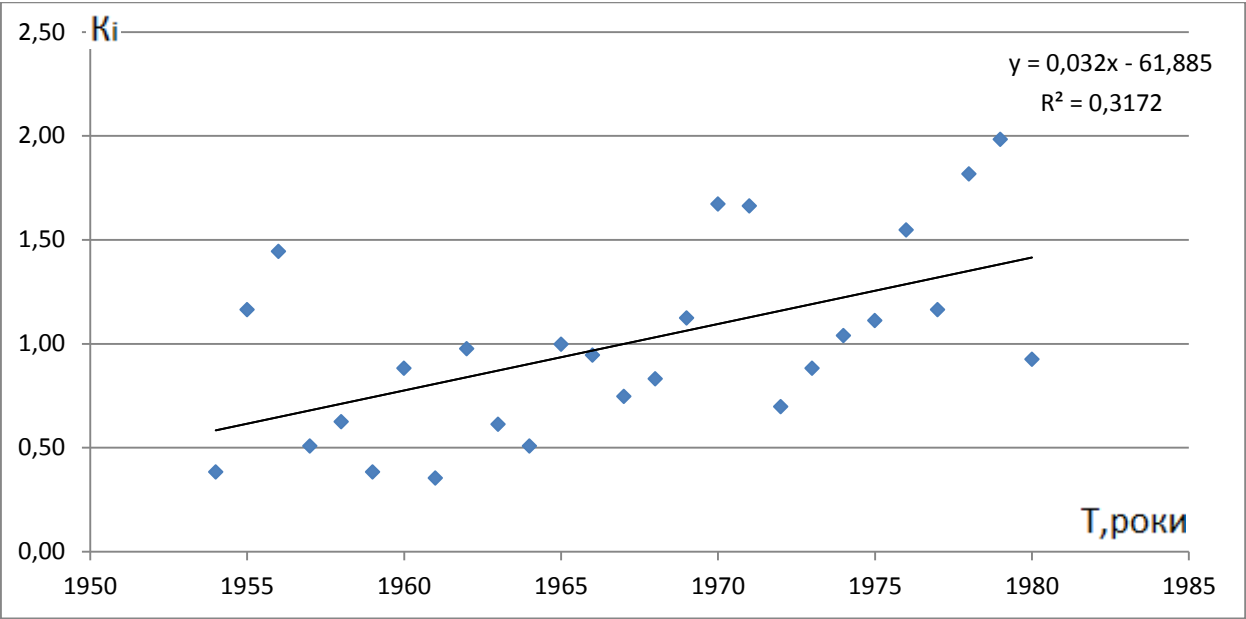


Рисунок А.1 Виявлення тренду р. Случ – с. Велика клітка.

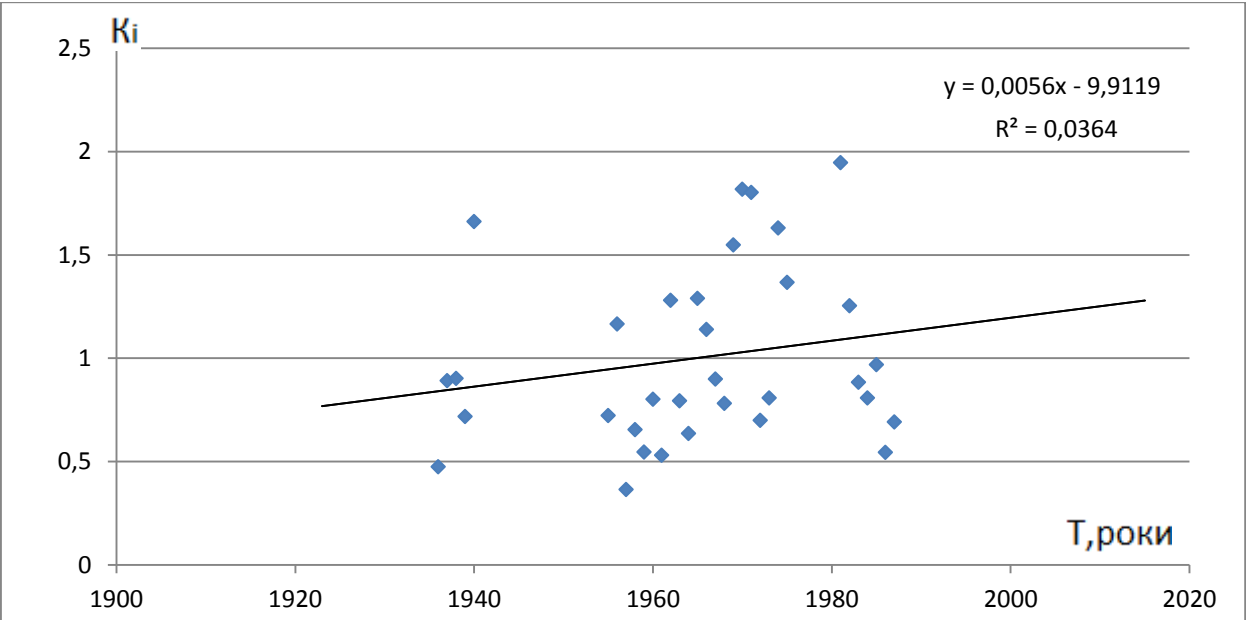


Рисунок А.2 Виявлення тренду р. Хомора – пгт. Понинка.

Додаток Б

