

Національний університет водного господарства та природокористування

Кафедра водогосподарської екології, гідрології та природокористування

075-96

Національний університет

МЕТОДИЧНІ ВКАЗІВКИ

до виконання **гідрологічних розрахунків** в курсових та розрахунково-графічних роботах з дисциплін "Інженерна гідрологія" та "Водні ресурси" для студентів усіх спеціальностей НУВГП денної та заочної форми навчання

Рекомендовано методичною комісією напрямку - 6.06103 "Гідротехніка (водні ресурси)" протокол № 4 від 24.12.2008 р. Методичні вказівки до виконання гідрологічних розрахунків в курсових та розрахунково-графічних роботах з дисциплін "Інженерна гідрологія" та "Водні ресурси" для студентів усіх спеціальностей НУВГП денної та заочної форми навчання / П.Д.Сливка, І.В.Гопчак, Рівне: НУВГП, 2009, - 48 с.

Укладачі: П.Д. Сливка, к.т.н., доцент кафедри водогосподарської екології, гідрології та природокористування І.В. Гопчак, к.геогр.н., ст. викладач кафедри водогосподарської екології, гідрології та природокористування

Рецензенти: М.В. Корбутяк, к.геогр.н, доцент кафедри водогосподарської екології, гідрології та природокористування
О.І. Галік, к.с.-г.н., доцент кафедри водогосподарської екології, гідрології та природокористування

Відповідальний за випуск – А.В. Яцик завідуючий кафедрою водогосподарської екології, гідрології та природокористування, доктор технічних наук, професор, академік Української академії аграрних наук.

[©] Сливка П.Д., Гопчак І.В., 2009

[©] НУВГП, 2009



3MICT

Гідрологічні розрахунки	4
 Розрахунок норми річного стоку при наявності даних спостережень Розрахунок норми річного стоку при відсутності даних спостережень 	4
2. Розрахунок норми річного стоку при короткому ряді спостережень	10
3. Розрахунок річного стоку заданої забезпеченості	13
4. Розрахунок внутрішньорічного розподілу стоку методом реального року	16
5. Розрахунок максимальних витрат та об'ємів води при відсутності даних спостережень5.1. Розрахунок максимальних витрат весняної повені5.2. Розрахунок максимальних витрат дощових паводків	20 20 26
6. Побудова розрахункового гідрографа	¹⁹ 28
Література	33
Додатки	34

1. Розрахунок норми річного стоку при наявності даних спостережень

Однією з найважливіших гідрологічних характеристик, яку враховують при проектуванні гідротехнічних споруд, водосховищ, водопостачання, осушувальних і зрошувальних систем, є норма річного стоку, яка визначає потенційні водні ресурси даного району або басейну.

Нормою річного стоку називають середню величину річного стоку за багаторічний період, який включає в себе не менше двох повних циклів водності при відносно незмінних фізикогеографічних умовах та рівневі господарської діяльності в басейні.

Аналіз ряду даних на циклічність здійснюють за допомогою *різницевих інтегральних кривих*, які є послідовною сумою відхилень модульних коефіцієнтів від середнього значення, що дорівнює одиниці [3].

Якщо тривалість спостережень за стоком перевищує 50-60 років, то аналіз на циклічність не проводять, а включають весь період спостережень.

При наявності матеріалів спостережень за стоком, норму річного стоку визначають як середню арифметичну величину річного стоку

$$Q_0 = \frac{\sum_{i=1}^n Q_i}{n},\tag{1}$$

де Q_0 – середня багаторічна витрата води; Q_i – середньорічні витрати води за окремі роки; n - кількість років спостереження за стоком.

Розраховану величину Q_0 річного стоку приймають за норму тоді, коли відносна середня похибка її обчислення не перевищує 10%. Якщо відносна середня похибка більша 10% то розрахунок Q_0 ведемо як при короткому ряді спостережень.



Відносну середню похибку обчислюють за формулою

$$\sigma'_{Q_0} = \pm \frac{100C_V}{\sqrt{n}}, \%$$
 (2)

де C_V - коефіцієнт варіації стоку,

Коефіцієнт варіації C_V та асиметрії C_S річного стоку визначають або методом моментів (при $C_V < 0,5$), або методом найбільшої правдоподібності (при $C_V > 0,5$).

Метод найбільшої правдоподібності

Розрахунковий коефіцієнт варіації C_V і коефіцієнт асиметрії C_S для трипараметричного гама-розподілу методом найбільшої правдоподібності визначається за номограмами (Дод. 3.1.-3.4.) в залежності від статистик λ_2 і λ_3 , котрі обчислюються за формулами

$$\lambda_{2} = \frac{\sum_{i=1}^{n} \lg K_{i}}{n-1},$$
 (3)
водно $n-1$ сподарства
 $\lambda_{3} = \frac{\sum_{i=1}^{n} K_{i} \lg K_{i}}{n-1}.$ (4)

В наведених формулах K_i – модульний коефіцієнт, що визначається за співвідношенням

$$K_i = \frac{Q_i}{Q_0},\tag{5}$$

де Q_i — щорічні значення річних витрат води; Q_0 — середнє арифметичне значення річних витрат води за n років.

Оцінка точності розрахунку коефіцієнта варіації методом найбільшої правдоподібності здійснюється за формулою

$$\sigma_{C_V} = \pm \sqrt{\frac{3}{2n(3 + {C_V}^2)}} \cdot 100\%,$$
 (6)

де $\sigma_{C_{V}}$ - відносна середньоквадратична похибка.

Тривалість ряду вважають достатньою, якщо $\sigma_{C_{V}}$ не перевищує 10%.

Метод моментів

Статистичні параметри C_V і C_S – кожного значення в даному випадку розраховуються за формулами

$$C_V = (a_1 + \frac{1}{2}a_2) + (a_3 + \frac{1}{2}a_4)\tilde{C}_V + (a_5 + \frac{1}{2}a_6)\tilde{C}_V^2; \tag{7}$$

$$C_{S} = (b_{1} + \frac{1}{2}b_{2}) + (b_{3} + \frac{1}{2}b_{4})\tilde{C}_{S} + (b_{5} + \frac{1}{2}b_{6})\tilde{C}_{S}^{2},$$
 (8)

де C_V і C_S – зміщені коефіцієнти варіації і асиметрії; a_1 ... a_6 ; b_1 ... b_6 – коефіцієнти, які визначають за обов'язковими додатками 2 і 3 "СНиП 2.01.14-83" і залежать від співвідношення між коефіцієнтами асиметрії та варіації і коефіцієнта автокореляції між суміжними членами ряду.

Для рядів із незначною мінливістю річного стоку, а також зміщені коефіцієнти варіації і асиметрії обчислюються за формулами

$$C_{V} = \sqrt{\frac{\sum (K_{i} - 1)^{2}}{n - 1}}$$
, при n < 30; (9)

$$C_{v} = \sqrt{\frac{\sum (K_{i} - 1)^{2}}{n}}$$
, при n > 30 (10)

$$C_{S} = \frac{n\sum (K_{i} - 1)^{3}}{(n - 1)(n - 2)C_{v}^{3}},$$
(11)

Оцінка точності обчислення C_V і C_S в цьому випадку здійснюється за формулами

$$\sigma_{C_V} = \pm \sqrt{\frac{1 + C_V^2}{2n}} \cdot 100\%,$$
 (12)

$$\sigma_{C_s} = \pm \frac{1}{C_s} \sqrt{\frac{6}{n} (1 + 6C_V^2 + 5C_V^4)} \cdot 100\%.$$
 (13)

водного господарс 1.1. Розрахунок норми річного стоку при відсутності даних спостережень

Якщо дані спостережень за стоком відсутні, або є короткий ряд спостережень (менше 10 років), то норму річного стоку і коефіцієнт варіації визначають за картами ізоліній середнього багаторічного стоку річок України і його коефіцієнта варіації C_V (Дод. 4 - 5.).

Коефіцієнт асиметрії приймають $C_S = 2C_V$ для зон надлишкового та змінного зволоження і $C_S = (1,5\text{-}1,8)C_V$ для зон недостатнього зволоження.

Обчислену норму річного стоку (m^3/c) , виразимо в інших розмірних одиницях стоку, використовуючи залежності

$$Q_0 = M_0 \cdot A \cdot 10^3,$$

 $W_0 \equiv Q_0 \cdot t$, й університет водного W_0 сподарства $y_0 \equiv \frac{W_0}{A \cdot 10^3}$, та прир $\frac{W_0}{A \cdot 10^3}$ ористування

Тут A – площа водозбору, розрахункової річки (км²); $t = 31,56 \cdot 10^6$ – кількість секунд у році.

<u>Приклад розрахунку норми річного стоку р. Турія біля</u> м.Ковеля при наявності даних спостережень

<u>Дано:</u> Середні річні витрати води за період 1946-1991рік; площа водозбору A=1480 км².

<u>Необхідно:</u> Визначити норму річного стоку та виразити її в інших одиницях стоку.

Обчислення статистичних параметрів річного стоку наведено в табл.1.

Середня багаторічна величина річного стоку становить

$$Q_0 = \frac{173,67}{46} = 3,78 \text{ m}^3/\text{c}.$$

Національний університет водного Визначення коефіцієнта варіації C_V і асиметрії C_S

Метод найбільшої правдоподібності.

Статистики λ_2 і λ_3 обчислюємо за формулами 3 і 4.

$$\lambda_2 = \frac{-2,48}{45} = -0,055$$
;
 $\lambda_3 = \frac{2,42}{46} = 0,054$.

За номограмою (Додаток 3.4.) $C_V = 0.52$; $C_S = 2.5C_V$.

Точність розрахунку коефіцієнта варіації обчислюємо формулою (6):

$$\sigma_{Cv} = \sqrt{\frac{3}{2 \cdot 46 \cdot (3 + 0.52^2)}} \cdot 100\% = 9.9\%$$
, що менше 10%.

Метод моментів.

Розрахункові коефіцієнти C_V і C_S визначаються за формулами (7, 8).

У відповідності із рекомендаціями "Международного руковоодства по методам расчета основных гидрологических характеристик" для рядів із незначною мінливістю річного стоку коефіцієнти C_V і C_S можна визначати за формулами (9-10, 11).

$$C_V = \sqrt{\frac{12,04}{46}} = 0,51;$$

 $C_S = \frac{46 \cdot 6,48}{45 \cdot 44 \cdot 0,51^3} = 1,12.$

розрахунку коефіцієнта варіації обчислюємо Точність формулою (12)

$$\sigma_{Cv} = \sqrt{\frac{1+0.51^2}{2\cdot 46}} \cdot 100\% = 5.38\%.$$

В обох випадках значення коефіцієнта варіації близькі, а значення коефіцієнта асиметрії дещо відрізняються. Приймаємо $C_V = 0.52$.

Точність обчислення середньої багаторічної величини річного стоку визначаємо за формулою (2)

$$\sigma'_{Qo} = \frac{100 \cdot 0,52}{\sqrt{46}} = 7,54\%.$$

Похибка обчислення не перевищує 10%, тобто середньобагаторічну величину $Q_0=3,78\text{ м}^3$ /с можна прийняти за норму річного стоку р. Турія біля м. Ковеля.

Таблиця 1. Обчислення статистичних параметрів річного стоку р.Турія біля м.Ковеля

№ 3/п	Роки	<i>Qi</i> , м³/c	Q_i , м 3 /с в ранжо- ваному ряді	$Ki=Qi/Q_o$	Ki-1	$(Ki-I)^2$	$(Ki-I)^3$	lgKi	KilgKi	$P=\frac{m*100\%}{n+1}$
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	1946	2,42	9,46	2,51	1,51	2,27	3,41	0,40	1,00	2,13
2	1947	2,43	8,33	2,21	1,21	1,46	1,76	0,34	0,76	4,26
3	1948	8,33	7,69	2,04	1,04	1,08	1,11	0,31	0,63	6,38
4	1949	3,56	7,64	2,02	1,02	1,05	1,07	0,31	0,62	8,51
		·		одп	010	001	ОДО	PCI	Б а	
43	1988	5,67	1,81	0,48	-0,52	0,27	-0,14	-0,32	-0,15	91,49
44	1989	3,85	1,79	0,47	-0,53	0,28	-0,15	-0,32	-0,15	93,62
45	1990	2,90	1,16	0,31	-0,69	0,48	-0,33	-0,51	-0,16	95,74
46	1991	3,64	1,09	0,29	-0,71	0,51	-0,36	-0,54	-0,16	97,87
C	ума	173,67	173,67	46,00	0,00	12,04	6,48	-2,46	2,42	

Виразимо норму стоку в інших одиницях стоку:

$$M_0 = \frac{Q_0}{A} \cdot 10^3 = \frac{3.78}{1480} \cdot 10^3 = 2,55 \text{ л/с·км}^2;$$
 $W_0 = Q_0 \cdot t = 3,78 \cdot 31,56 \cdot 10^6 = 11,9 \cdot 10^7 \text{ m}^3;$ $y_0 = \frac{W_0}{A \cdot 10^3} = \frac{11,9 \cdot 10^7}{1480 \cdot 10^3} = 80,4 \text{ мм}.$

Тут $31,56 \cdot 10^6$ – кількість секунд у році.

2. Розрахунок норми річного стоку при короткому ряді спостережень

Якщо помилка обчислення норми стоку більша 10%, то ряд вважається коротким і для подальшого розрахунку потрібно підібрати річку-аналог, в якої ряд спостережень за стоком ε достатньо довгим (репрезентативним) з достовірними даними.

Основні вимоги до річки-аналога такі:

- басейни обох річок повинні знаходитися в одній географічній зоні;
- обидві річки повинні мати приблизно одинакові умови формування стоку (особливу увагу звертають на рельєф, лісистість, заболоченість та озерність водозаборів);
- площі водозборів повинні відрізнятися не більше чим в десятикратному розмірі (на один порядок);
- тіснота зв'язку (коефіцієнт кореляції r) стоку розрахункової річки і річки-аналога повинна бути не менша 0,7.

При розрахунку річного стоку з коротким рядом спостережень можна використовувати два методи:

- безпосереднього приведення середньоарифметичної величини розрахункової річки до багаторічного періоду на основі рівняння прямолінійної регресії;
 - продовження ряду спостережень розрахункової річки.

В курсовій роботі розрахунки при короткому ряді спостережень проводимо другим методом.

Короткий ряд продовжують шляхом встановлення аналітичного, або графічного зв'язку між річним стоком у розрахунковому створі зі стоком річки-аналога.

Графіки зв'язку між величинами стоку розрахункової річки і річки-аналога будують за всі роки паралельних спостережень. Графіки зв'язку використовуються для продовження ряду і визначення наближеного значення коефіцієнта кореляції.

Для аналітичного способу розрахунку використовують рівняння прямолінійної регресії, що розраховується за роки спільних спостережень

та природокористування
$$Y_i - Y_0 = r \frac{\sigma_y}{\sigma_x} (X_i - X_0),$$
 (14)

де X_i і Y_i - значення річного стоку річки-аналога та в розрахунковому створі за і-ті роки; X_0 і Y_0 - відповідно середні багаторічні величини річного стоку за період паралельних спостережень в створі річки-аналога і розрахунковому створі; σ_x і σ_y - середні квадратичні відхилення рядів X і Y; r - коефіцієнт кореляції, що характеризує тісноту зв'язку між стоком розрахункової річки і річки-аналога.

Коефіцієнт кореляції **r** розраховується за формулою

$$r = \frac{\sum (X_I - X_0) \cdot (Y_I - Y_0)}{\sqrt{\sum (X_I - X_0)^2 \cdot \sum (Y_I - Y_0)^2}},$$
(15)

а σ_x і σ_v розраховуються за формулами

$$\sigma_{y} = \frac{\sqrt{\Sigma(Y_{I} - Y_{0})^{2}}}{n - 1},$$
(16)

$$\sigma_x = \frac{\sqrt{\Sigma(X_I - X_0)^2}}{n-1}$$
, (17)

Зв'язок вважається надійним, коли значення коефіцієнта кореляції більше 0,70. Коефіцієнт кореляції розраховують, коли кількість років паралельних спостережень більша 15. Коли кількість років менша, імовірна похибка коефіцієнту кореляції буде великою, а зв'язок маловірогідним. Розрахунок основних параметрів рівняння регресії введемо в таблиці 2.

<u>Приклад розрахунку норми річного стоку при короткому ряді спостережень</u>

<u>Дано:</u> Середньорічні витрати р.Турія біля с.Бузаки за період з 1962 по 1981 рік; середньобагаторічна величина Q_{cep} =10,05 м³/с; коефіцієнт варіації річного стоку C_V =0,76; відносна похибка обчислення середнього багаторічного значення σ_Q =17,05%.

<u>Необхідно:</u> Визначити норму річного стоку р.Турія біля с.Бузаки, як при короткому ряді спостережень.

За річку-аналог приймаємо р.Турія біля м.Ковеля із періодом спостережень в 46 років. Норма річного стоку її складає 3,78 м 3 /с. Період спільних спостережень в обох створах складає 20 років.

Згідно таблиці 2:

$$X_0$$
=87,97/20=4,40 m^3 /c,
 Y_0 =201,06/20=10,05 m^3 /c.

Обчислення коефіцієнта кореляції зв'язку річного стоку р.Турія біля с.Бузаки та м.Ковеля наведені в таблиці 2.

Коефіцієнт кореляції зв'язку обчислюємо за формулою (15)

$$r = \frac{137.6}{\sqrt{75.6 \cdot 338.2}} = 0.86.$$

Середні квадратичні відхилення σ_n і σ_{na} обчислюємо за формулами (16 і 17)

$$\sigma_{y} = \sqrt{\frac{338,2}{20-1}} = 4,21;$$

$$\sigma_x = \sqrt{\frac{75,61}{20-1}} = 1,99.$$

Підставивши всі параметри в формулу 14 отримаємо рівняння регресії:

$$Y_1$$
-10,05=0,86*(4,21/1,99)*(X_1 -4,40)
 Y_1 =1,82* X_1 +2,04

За отриманим рівнянням продовжують період спостережень на розрахунковій річці за роки в які ϵ спостереження на річці аналогу (X_1) , а відсутні в розрахунковому створі, і розрахунок повторюють для продовженого ряду, аналогічно таблиці 1.

Обчислення коефіцієнта кореляції зв'язку річного стоку р.Турія біля м.Ковеля та с.Бузаки

			тік р.Турії, 1 ³ /с					/cep)
№ 3/п	Рік	біля м.Ковеля, х _і	біля с.Бузаки, у _і	$ m X_{i^-} m X_{cep}$	$(x_i-x_{cep})^2$	$ m y_{i} ext{-} m y_{cep}$	$(\mathrm{y_{i} ext{-}}\mathrm{y_{cep}})^2$	$(x_{i}\text{-}X_{cep})(y_{i}\text{-}y_{cep})$
1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	1962	3,82	7,20	-0,58	0,34	-2,85	8,14	1,65
2	1963	1,82	4,01	-2,58	6,65	-6,04	36,52	15,58
3	1964	2,15	4,22	-2,25	5,06	-5,84	34,02	13,12
4	1965	4,09	10,20	-0,31	0,10	0,15	0,02	-0,05
		^\	націоі	наль	НИИ	УНІ	верс	итет
20	1981	5,18 √	14,20	0,78	0,61	4,15	17,20	3,24
(Сума	87,98	201,06	0,00	75,61	0,00	338,20	137,60
Cε	ереднє	4,40	10,05	род	ОКО	ONCI	туван	НЯ

3. Розрахунок річного стоку заданої забезпеченості

Під забезпеченістю розуміють ймовірність перевищення даної величини. Витрати певної забезпеченості визначаються за розрахунковою кривою забезпеченості, яка може бути побудована в абсолютних, або відносних одиницях. Забезпеченість кожного члена ранжированого ряду обчислюється за формулою

$$P = \frac{m}{n+1} \cdot 100\%,\tag{18}$$

де P - забезпеченість; m - порядковий номер кожного члена ранжированого ряду; n - кількість членів ряду.

Для вирівнювання та екстраполяції емпіричних кривих за межі періоду спостережень, використовують теоретичні (аналітичні) криві забезпеченості. Побудову теоретичних кривих

ведуть в такому порядку. Спочатку оцінюють точність обчислення C_v і C_s , визначивши відносні похибки.

При обчисленні методом моментів відносні похибки σ_{C_V} і

 $\sigma_{\mathit{C_S}}$ визначаються за формулами

$$\sigma_{C_V} = \sqrt{\frac{1 + C_V^2}{2n}} \cdot 100\% \,, \tag{19}$$

$$\sigma_{Cs} = \frac{1}{C_s} \sqrt{\frac{6}{n} \cdot (1 + 6C_v^2 + 5C_v^4)} \cdot 100\%, \qquad (20)$$

При визначенні C_V методом найбільшої правдоподібності σ_{C_V} обчислюють за формулою:

$$\sigma_{C_V} = \sqrt{\frac{3}{2n \cdot (3 + C_V^2)}} \cdot 100\%, \qquad (21)$$

Відносні похибки повинні бути в межах до 10 %.

Більша величина похибок вказує на недостатній період спостережень.

При обчисленні C_S методом моментів похибка, як правило, перевищує допустимі значення, тому C_S визначають підбором в залежності від співвідношення C_V і C_S . На емпіричні точки наносять декілька теоретичних кривих. За розрахункову приймають таку із них, яка найкраще співпадає з емпіричними точками.

Розрахунок ведуть в такому порядку.

За таблицею Фостера відхилення ординат кривої забезпеченості від середини при $C_V=1$ обчислюють в залежності від C_S (Дод. 1.). Ці відхилення позначають індексом Φ . Щоб визначити відхилення ординат від середини при даному значенні C_V , знайдені за таблицею величини Φ множать на C_V .

Повна ордината теоретичної кривої забезпеченості розраховується за формулою

$$K_P = \Phi_P C_V + 1,$$
 (22)

де: КР – модульний коефіцієнт забезпеченості Р.



Абсолютні значення ординат визначають за виразом

$$Q_{P} = Q_{0} K_{P} = Q_{0} (\Phi_{P} C_{V} + 1)$$
 (23)

<u>Приклад розрахунку річного стоку заданої забезпеченості</u> р.Турія біля м.Ковеля

<u>Дано:</u> Норма річного стоку р.Турія біля м.Ковеля Q_0 =3,78 м³/с; коефіцієнт варіації річного стоку C_V =0,52; середні річні величини стоку за період з 1946 по 1991рік (табл.1, графа 3).

<u>Необхідно:</u> Визначити річний стік 50% і 80%-ної забезпеченості.

Координати емпіричної кривої забезпеченості обчислюємо за формулою (23). Результати обчислень наведені в табл.1, графа 11.

Координати теоретичних кривих забезпеченості трипараметричного гама-розподілу при $C_S = C_V$; $C_S = 1,5C_V$; $C_S = 2,5C_V$, визначені за додатком 2, наведені в таблиці 3.

Таблиця 3. **Координати теоретичної кривої забезпеченості**

		V V		200				11111/1			
	Забезпеченість, Р%										
K_P	0,1	1	5	10	25	50	75	80	95	97	99
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
	$C_S=1,5C_V$										
K_P	3,12	2,49	1,96	1,70	1,31	0,92	0,61	0,54	0,28	0,22	0,14
					$C_S=$	$2,0C_{V}$					
K_P	3,25	2,55	1,98	1,70	1,29	0,91	0,61	0,56	0,32	0,27	0,19
	$C_S=2.5C_V$										
K_P	3,64	2,67	1,99	1,68	1,26	0,90	0,62	0,57	0,36	0,31	0,23

Координати емпіричної та теоретичної кривих забезпеченості наносимо на сітчатку ймовірностей (рис. 1). Краще на емпіричні точки лягає крива забезпеченості при C_S =2,5 C_V і тому вона приймається за розрахункову. Із цієї кривої знімаємо $K_{50\%}$ =0,89 і $K_{80\%}$ =0,57.

Отже:

$$Q_{50\%} = Q_0 \cdot K_{50\%} = 3,78 * 0,89 = 3,36 \text{ m}^3/\text{c};$$

 $Q_{80\%} = Q_0 \cdot K_{80\%} = 3,78 * 0,57 = 2,15 \text{ m}^3/\text{c}.$

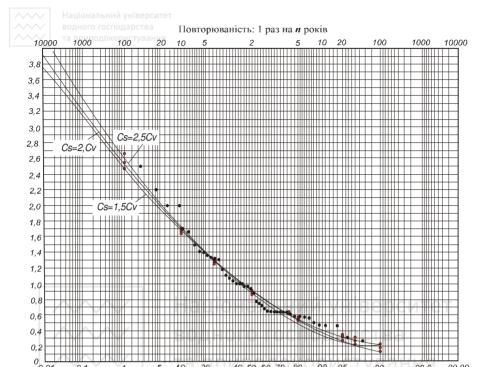


Рис. 1. Криві забезпеченості річного стоку р. Турія біля м. Ковеля

Забезпеченість у відсотках

4. Розрахунок внутрішньорічного розподілу стоку методом реального року

Розрахунок внутрішньорічного розподілу стоку при наявності даних спостережень проводять:

- -методом реального року;
- -методом компановки сезонів.

Метод реального року.

Суть цього методу полягає в тому, що із загальної кількості років, які прийняті для розрахунку, за розрахунковий беруть такий водогосподарський рік рік, в якого забезпеченість стоку за рік, лімітуючий період і лімітуючий сезон близькі до розрахункової забезпеченості.

Під *водогосподарським роком* розуміють такий рік, який починається з першого дня весняної повені або дощового паводка, якщо він набагато перевищує витрати весняної повені.

Щоб вибрати такий рік із наявних років, потрібно сумарні величини річного стоку, а також сумарні величини за лімітуючий період і сезон, виписати в порядку зменшення і розрахувати їх забезпеченість. Потім за модель вибирають такий рік, стік якого у всіх випадках близький до розрахункового. Для таких років переходять від абсолютного розподілу стоку в середині року до відносного (в процентах від сумарного за рік).

Визначивши процентний розподіл стоку, в році близькому до розрахункової забезпеченості, переходять, до розрахункового внутрішньорічного розподілу стоку заданої розрахункової забезпеченості. Для цього використовують значення річного стоку розрахункової забезпеченості знятих з розрахункової кривої забезпеченості.

Чим довший період спостережень за стоком - тим надійнішій вибір реального року близького до року з розрахунковою забезпеченістю. Цей метод використовують лише тоді коли період спостережень більше 20 років.

Лімітуючий період і сезон назначають, виходячи із цілей використання стоку, а також із співвідношення витрат стоку річки і водоспоживання в різні сезони року. Для річок з весняною повінню лімітуючий періодом вважають всю межінь - літо, осінь і зиму; а лімітуючий сезон -літо, осінь, або зиму в залежності від виду основного споживання. Якщо використання стоку розраховане на сільськогосподарські потреби, то лімітуючим сезоном вважають літо-осінь; якщо для гідроенергетики – то зиму.

меліорацій осушувальних за лімітуючий період приймається період повені, В залежності В який сезон спостерігаються повені (весна-літо-осінь, або зима і весна). Лімітуючим сезоном для цього випадку буде весна, як найбільш багатоводний сезон.

Приклад розрахунку внутрішньорічного розподілу стоку р.Турія біля м.Ковеля методом реального року

<u>Дано:</u> Середньомісячні витрати стоку р.Турія біля м.Ковеля за період з 1946 по 1991рік.

<u>Необхідно:</u> Розрахувати внутрішньорічний розподіл стоку для середнього за водністю року (P=50%) і маловодного року (P=80%).

Із існуючих календарних років складаємо водогосподарські роки, які розпочинаються з початку багатоводного періоду (у нашому випадку із березня-місяця) і закінчуються маловодним періодом (лютим-місяцем).

За лімітуючий період приймаємо: літо-осінь, зима; за лімітуючий сезон – літо-осінь.

За кожен водогосподарський рік визначаємо суму місячних витрат за рік, лімітуючий період і лімітуючий сезон, складаючи середні місячні витрати за відповідні місяці (табл. 4, графи 3-5).

Розміщуємо ці значення в порядку зменшення і виписуємо відповідні їм роки (табл. 4, графи 6-11) та обчислюємо їхню забезпеченість за формулою (18) (табл. 4, графа 12).

Вибираємо роки-моделі для середнього за водністю (50%) та маловодного (80%) років.

Це будуть відповідно 1976-77 і 1983-84 роки (табл. 4).

У роках-моделях визначаємо відносний внутрішньорічний розподіл стоку в процентах від сумарного за рік (табл. 5).

Щоб встановити внутрішньорічний розподіл стоку в розрахункових роках, розподіляємо сумарний стік за середній по водності рік

$$\Sigma Q_{cep} = 3.36 \cdot 12 = 40.38 \text{ m}^3/\text{c}$$
,

і маловодний рік

$$\Sigma Q_{80\%} = 2.15 \cdot 12 = 25.80 \text{ m}^3/\text{c}$$
,

за встановленим відносним розподілом стоку для відповідного року (табл. 5).

Суми місячних витрат *2Q* р.Турія біля м.Ковель за рік, лімітуючий період і сезон

					inn ncp	тод г ч					
			$\Sigma Q_{\scriptscriptstyle Mic}$	$\Sigma Q_{\scriptscriptstyle Mic}$	Сум	а міся	иних ви Зменш	-	в поряд	ку	
№ 3/п	Рік	<i>ΣQ_{міс}</i> за рік	ючии	за ліміту- ючий	зар	ік	за лімітун пері	очий	за лімітун сезо	очий	P%
			період	сезон	рік	$\Sigma Q_{\scriptscriptstyle Mic}$	рік	$\Sigma Q_{\scriptscriptstyle Mic}$	рік	$\Sigma Q_{\scriptscriptstyle Mic}$	
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
	•••						•••			•••	
21	1966-67	43,6	12,7	6,33	<u> 1976-77</u>	40,8	1977-78	19,9	1971-72	8,90	45,6
22	1967-68	55,6	11,5	5,08	1971-72	40,6	1985-86	18,4	1979-80	8,59	47,8
23	1968-69	26,9	12,1	9,28	1987-88	40,4	1962-63	16,9	1956-57	8,26	50,0
24	1969-70	26,6	9,61	7,97	1982-83	40,2	1976-77	15,0	<u>1976-77</u>	8,00	52,1
25	1970-71	64,5	42,8	13,4	1989-90	39,8	1979-80	14,8	1969-70	7,97	54,3
	AA	A /		Цел	iowa	пъ	LIZE A	/ mir	one	UTO	Ţ
37	1982-83	40,2	12,5	6,78	1957-58	24,1	1949-50	6,82	1983-84	1,81	80,4
38	1983-84	22,5	3,75	1,81	1986-87	23,4	1964-65	6,70	1950-51	1,77	82,6
39	1984-85	12,6	7,80	5,92	1950-51	22,6	1959-60	4,91	1951-52	1,74	84,7
40	1985-86	34,5	18,4	9,52	1983-84	22,5	1983-84	3,75	1949-50	1,72	86,9
41	1986-87	23,4	7,00	5,60	1959-60	21,8	1951-52	3,02	1957-58	1,65	89,1
	•••					•••				• • •	
45	1990-91	51,7	41,5	30,6	1984-85	12,6	1963-64	1,65	1961-62	1,02	97,8

Таблиця 5.

Розподіл стоку за місяцями у вибраних реальних роках-моделях і роках розрахункової забезпеченості

Характерні	0					M	ісячн	ий ст	iк					Річний
роки	Q	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	I	II	стік
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
	Характерні роки-моделі													
Середній	м ³ /с	8,96	13,4	3,45	3,08	0,92	0,56	0,60	1,16	1,68	1,82	0,71	4,50	40,8
1976-77	%	21,9	32,8	8,44	7,54	2,25	1,37	1,47	2,84	4,12	4,45	1,72	11,1	100
Маловодний	м ³ /с	7,19	8,94	2,69	0,64	0,24	0,16	0,20	0,28	0,29	0,46	0,73	0,75	22,5
1983-84	%	31,8	39,6	11,9	2,84	1,07	0,72	0,89	1,25	1,29	2,05	3,24	3,33	100
					Розра	ахуні	кові р	оки						
Середній Р=50%	м ³ /с	8,87	13,27	3,41	3,05	0,91	0,54	0,59	1,13	1,66	1,80	0,70	4,45	40,38
Маловодний Р=80%	м ³ /с	8,20	10,2	3,07	0,73	0,27	0,18	0,23	0,32	0,33	0,52	0,83	0,86	25,80



5. Розрахунок максимальних витрат та об'ємів води при відсутності даних спостережень.

Розрахункові максимальні витрати можуть бути:

- повеневі, що утворюються внаслідок танення снігу (весняні повені);
- дощові, що утворюються в результаті дощів, або злив (дощові паводки);

Для розрахунків приймають максимальні витрати такого походження, при якому створюються найбільш несприятливі умови для роботи споруд, при цьому за розрахункову приймають витрату сформовану більшим об'ємом стоку повені або паводка.

Розрахунковими ϵ максимальні миттєві витрати води. На великих річках ці витрати збігаються із середніми добовими максимальними витратами води. На малих річках, внаслідок внутрішньодобової нерівномірності стоку, середньодобовий максимум менший від миттєвої максимальної витрати води, тому в розрахунки їх для малих річок вволяться відповідні поправки.

5.1. Розрахунок максимальних витрат весняної повені

Розрахунок максимальних витрат при відсутності даних спостережень згідно зі "СНиП 2.01.14-83" проводять за формулою Воскресенського-Соколова, яка за структурою являється редукційною і використовується для рівнинних річок

$$Q_{p\%} = \frac{k_o h_p \mu}{(F + F_1)^{n_1}} \delta \delta_1 \delta_2 F \quad , \tag{24}$$

де $Q_{p\%}$ - розрахункова миттєва максимальна витрата води забезпеченістю $P_{\%}$: h_p - шар стоку весняної повені тієї ж розрахункової забезпеченості, в мм; k_0 - коефіцієнт дружності весняної повені; μ -коефіцієнт, що враховує нерівність статистичних параметрів шару стоку і максимальних витрат; F - площа водозбору до розрахункового створу, км²; F_1 – додаткова площа водозбору, що враховує зниження редукції; n_1 - показник степеня, що характеризує редукцію модуля максимального стоку в залежності від площі водозбору; δ , δ_1 , δ_2 , - відповідно коефіцієнти що враховують вплив

озер, ставків і водосховищ; лісистості і заболоченості водозбору на зниження величини максимальних витрат.

Шар стоку визначають за такими статистичними параметрами: середнім багаторічним шаром стоку h_0 ; коефіцієнтами варіації C_V і асиметрії C_S стоку повені. Значення h_0 визначають за картами ізоліній середнього шару стоку весняної повені (Дод. 6.), яка відтворює середні зональні умови формування строку весняної повені. Для врахування азональних факторів використовують поправочні коефіцієнти, які враховують вплив на стік повені рельєф водозбору, закарстованість і озерність. Значення цих коефіцієнтів наведені в табл. 6-7.

Таблиця 6. Поправочні коефіцієнти до значень середнього багаторічного шару \mathbf{h}_0 в залежності від площі водозбору

h you	\wedge	Площа вод	озбору, км²	ерситет
h_0 , MM	≤200	500	1000	3000
≤10	1,8	1,5	1,3	1
20	1,6	а прізрод	OK01,2/1CT\	/вання
30	1,4	1,2	1,1	1
50	1,2	1,1	1,0	1

Таблиця 7.

Коефіцієнти зниження шару стоку весняної повені в залежності від озерності водозбору

Ступінь озерності водозбору f_{o3} ,%	Коефіцієнт зниження шару стоку
0-5	0,9
5-10	0,8
10-15	0,75
>15	0,6



Поправочні коефіцієнти до розрахункового значення коефіцієнта варіації C_V

Площа водозбору, $F \ \kappa m^2$	0-50	51-100	101-150	151-200
Поправочний коефіцієнт	1,25	1,25-1,20	1,20-1,15	1,15-1,05

Значення коефіцієнта асиметрії приймають рівним двом значенням коефіцієнта варіації $C_S=2C_V$ (C_V визначається за Дод. 7.). За розрахунковими параметрами h_{θ} , C_S i C_V знаходять шар повені розрахункової забезпеченості.

$$h_p = (\Phi_p C_V + 1) h_0 , \qquad (25)$$

де Φ – число Фостера, що знаходиться за таблицею, в залежності від C_S і Р (Дод. 1.).

Значення коефіцієнта k_0 визначається за картою районування (Дод. 8).

Значення коефіцієнта µ знаходять за даними таблиці 9 в залежності від розрахункової забезпеченості і природної зони.

Таблиця 9.

Значення коефіцієнта ц

Природна	Забезпеченість, Р%							
зона	0,1	1	3	5	10	25		
Лісова зона	1,02	1	0,97	0,96	0,93	0,9		
Лісостепова	1,04	1	0,96	0,93	0,89	0,8		
Степова	1,04	1	0,97	0,96	0,93	0,88		
Засушливих степів	1,02	1	0,98	0,97	0,96	0,92		

Значення параметрів F_1 і n_1 знаходять за даними таблиці 10

Значення	папамет	nie	E.	i	n.	
эпачсппл	Hapamer	μıb	1.1	1	111	

Природна зона	n_1	F_1 , км 2
Лісова зона	0,17	1
Лісостепова зона	0,25	2
Засушливих степів	0,35	10

<u>Примітка:</u> значення параметрів F_I і n_I на межі природних зон визначаються інтерполяцією. Для Українського та Білоруського Полісся (басейни річок Прип'яті та Бугу) слід брати n_I =0,2, а F_I =1,0.

Коефіцієнт в визначається за формулою

$$\delta = \frac{1}{1 + CF_{o3}} \,, \tag{26}$$

де F_{o3} — середньозважена озерність басейну, або відносна озерність басейну; C — параметр, величина якого залежить від середнього шару повені h_0 , значення наведені в таблиці 11.

Таблиця 11.

Значення коефіцієнта С

Середній шар стоку весняної повені, h ₀	Коефіцієнт С
> 100	0,2
99-50	0,2-0,3
49-20	0,3-0,4
< 20	0,4

Коефіцієнт δ_1 визначається за формулою

$$\delta_1 = \frac{\alpha}{(F_n + 1)^{n_1}} , \qquad (27)$$

де F_{π} – лісистість водозбору; n_1 – коефіцієнт редукції; α – параметр, що враховує розташування лісу на водозборі.

Параметри α і n_1 визначають за даними таблиці 12.



Коефіцієнт б визначається за формулою

$$\delta_2 = 1 - \gamma \lg(0.1F_6 + 1),$$
 (28)

де γ – коефіцієнт, що враховує тип боліт і склад грунтів навколо боліт;

 F_{6} – заболоченість водозбору, %.

Для низинних боліт і заболочених лугів та лісів $\gamma=0.8$; для водозборів що включають болота різних типів $\gamma=0.7$; для верхових боліт на водозборах, що складені супіщаними і легкосуглинистими грунтами $\gamma=0.5$; для верхових боліт на водозборах, що складені середьосуглинистими і глинистими грунтами $\gamma=0.3$; F_6 — заболоченість водозбору, в %.

Таблиця 12. Значення параметрів а і $\mathbf{n_1}$.

Природна зона	Розміщен- ня лісу на	Значен	ня а пр	и Гл, %	n_1 в залежності від грунтів			
	водозборі	Вод Ного Від 3 Від10 І		Від 20	Різного механіч- ного	Супісь	Сугли- Нок	
					складу			
	Α	1	1	1	0,22	-	-	
Лісова	В	0,85	0,80	0,75	0,22	-	-	
	С	1,20	1,25	1,30	0,22	-	-	
Лісо-	A,C	1	1	1	0,16	0,21	0,10	
степова	В	1,25	1,30	1,40	0,16	0,20	0,10	

Примітки: 1. Розміщення лісу на водозборі приймається умовно: A - рівномірне; B - в верхній частині водозбору; C - в нижній частині водозбору. 2. В лісній зоні значення коефіцієнта n_1 приймається рівним 0,22 незалежно від. типу ґрунтів. При відсутності даних про розташування лісу на водозборі значення параметрів приймаються для типу A.

Об'єм стоку повені визначаємо за формулою

$$W_p = h_p \cdot F \cdot 10^3, M^3 \tag{29}$$



приклад розрахунку максимальної витрати та об'єму весняної повені

Дано: Координати центру водозбору р.Турія біля м.Ковеля: широта 51°14′, довгота 24°42′; площа водозбору – 1480км²; заболоченість – 18%; озерність – 1%; лісистість – 13%.

Необхідно: Визначити максимальну витрату та об'єм весняної повені 3%-ної забезпеченості.

Розрахунки ведемо за формулою (24).

Коефіцієнт дружності весняної повені беремо з карти (Додаток 8.), K_0 =0,010.

Середній багаторічний сумарний шар стоку $h_0 = 58$ мм, (Додаток 6.); коефіцієнт варіації шару стоку C_{Vh} =0,70, (Додаток 7.).

Шар стоку 3%-ної забезпеченості

$$h_{3\%} = h_0 \cdot K_{3\%} = 58 \cdot 2.34 = 136$$
 MM.

Модульний коефіцієнт $K_{3\%}$ визначаємо за додатком 2 при $C_S=2C_V$.

Коефіцієнт μ =0,97 (табл.9, для лісової зони).

Для Українського Полісся F_t =1,00; n_t =0,20, (табл.10).

Коефіцієнт δ визначаємо за формулою (26)

$$\delta = \frac{1}{1 + 0.3 \cdot 1} = 0.77.$$

Коефіцієнт δ_l визначаємо за формулою (27), значення параметрів α_l і n_l — за табл. 12.

$$\delta_1 = \frac{1}{(13+1)^{0,22}} = 0,56.$$

Коефіцієнт δ_2 визначаємо за формулою (28) при $\gamma = 0.8$ $\delta_2 = 1 - 0.8 \lg(0.1 \cdot 18 + 1) = 1 - 0.36 = 0.64.$

Максимальна витрата весняної повені 3%-ної забезпеченості р. Турія біля м. Ковеля

$$Q_{3\%} = \frac{0.010 \cdot 136 \cdot 0.97}{(1480 + 1)^{0.20}} \cdot 0.77 \cdot 0.56 \cdot 0.64 \cdot 1480 = 127 \text{ m}^3/\text{c}.$$

Об'єм весняної повені визначаємо за формулою (29)

$$W_{3\%} = 136 \cdot 1480 \cdot 10^3 = 2,01 \cdot 10^8 \text{ m}^3.$$

5.2. Розрахунок максимальних витрат дощових паводків

Для річок з площею водозбору понад 100 км², а для лісової зони з площею водозбору понад 50 км² і річок Криму з площею водозбору понад 200 км², використовується емпірична редукційна формула, яка має вигляд

$$Q_p = q_{200} \left(\frac{200}{F}\right)^{n_3} \delta \delta_2 \delta_3 \lambda_p F \quad , \tag{30}$$

де Q_{n} – максимальна витрата, забезпеченістю $P_{\%}$; q_{200} – модуль максимального дощового стоку, забезпеченістю 1%, приведений до площі водозбору 200 км²; n₃ – показник ступеня редукції модуля максимальних витрат, δ_3 – коефіцієнт, що враховує зміну величини максимальної дощової витрати, в залежності від зміни середньої висоти водозбору в гірських районах; λ_p – коефіцієнт переходу від 1% забезпеченості до розрахункової.

Параметри q_{200} і n_3 знаходяться за картами (Дод. 9 і 10) Величина перехідного коефіцієнта $\lambda_{\rm p}$ знаходиться за таблицею 13. Для гірських річок цей коефіцієнт визначають за данини вивчених в гідрологічному відношенні річок.

Об'єм стоку дощового паводку визначаємо за формулою 29. При цьому

$$h_p = h_{1\%} \, \lambda_p \, ,$$

де $h_{1\%}$ - шар стоку дощового паводку 1% забезпеченості визначається за Додатком 10.

Приклад розрахунку максимальної витрати та об'єму дощового паводку

Дано: Вихідні дані, що наведені в попередньому прикладі.

Необхідно: Визначити максимальну витрату та об'єм дощового паводку 3%-ної забезпеченості р.Турія біля м. Ковеля.

Розрахунки ведемо за формулою (30).

Параметр $q_{200} = 0,40$ визначаємо за картою (Дод. 9); показник степеня редукції n_3 визначаємо за картою (Дод. 10); перехідний коефіцієнт $\lambda_P = 0.72$ (табл. 13).

Значення коефіцієнтів δ і δ_l обчислені в попередньому прикладі.

Максимальна витрата 3%-ної дощового паводку забезпеченості р. Турія біля м. Ковеля

$$Q_{3\%} = 0.40 \cdot \left(\frac{200}{1480}\right)^{0.50} \cdot 0.77 \cdot 0.56 \cdot 0.72 \cdot 1480 = 68.0 \text{ m}^3/\text{c}.$$

Шар паводку 3%-ної забезпеченості $h_{3\%} = h_{1\%} \cdot \lambda_P$.

Шар стоку 1%-ної забезпеченості визначаємо за картою (Додаток 11), який дорівнює 70 мм.

Об'єм дощового стоку:

цового стоку:
$$W_{3\%} = 70 \cdot 0,72 \cdot 1480 \cdot 10^3 = 7,46 \cdot 10^7 \text{ м}^3.$$
 Национальний університет Таблиця 13.

Перехідні коефіцієнти λ_P від максимальних витрат води ймовірністю перевищення P=1% до інших ймовірностей

Район			Забез	печеніс	сть, %		
гаион	0,1	0,5	1,0	3,0	5,0	10	25
Закарпаття	1,61	1,16	1,0	0,74	0,63	0,47	0,29
Карпати	1,63	1,17	1,0	0,72	0,61	0,43	0,25
Гірський Крим	1,70	1,20	1,0	0,70	0,57	0,39	0,18
Південь України. Степовий Крим $(при A < 100 \text{кm}^2)$	1,77	1,22	1,0	0,66	0,52	0,36	0,12
Південь України. Степовий Крим (при <i>A</i> <25км ²)	2,0	1,32	1,0	0,54	0,34	0,21	0,06
Вся інша територія України (при <i>A</i> =25-100км ²)	1,67	1,19	1,0	0,71	0,58	0,40	0,20
Те саме $(при A>100км^2)$	1,65	1,18	1,0	0,72	0,60	0,42	0,24

Для акумуляції паводкового стоку в руслі і заплаві, а також для визначення ступеню трансформації максимальних витрат при проектуванні водосховищ, мостів та інших гідротехнічних споруд на річках і заплавах необхідно знати гідрограф можливого притоку води весняної повені, або дощових паводків.

Розрахунковим називається такий гідрограф, який відповідає розрахунковій забезпеченості максимальної витрати та об'ємові.

Основними елементами розрахункового гідрографа являються:

- максимальна витрата розрахункової забезпеченості $Q_{P\%}$;
- об'єм стоку повені, або паводку $W_{P\%}$;
- тривалість повені і тривалість підйому максимальних витрат Т.

Гідрограф річного стоку потрібно розраховувати за рівнозабезпеченими значеннями максимальної витрати води і об'єму стоку. Розрахункові гідрографи стоку річок для весняної повені визначаються за середньодобовими витратами води, для дощових паводків — за миттєвими витратами води.

В курсовій роботі розрахунковий гідрограф будується для того випадку, де більша максимальна витрата і об'єм стоку. При приблизно однакових розрахункових витратах за розрахунковий гідрограф приймається гідрограф сформований більшим об'ємом.

Перехід від миттєвого розрахункового максимуму $Q_{P\%}$ до середньодобового $Q_{P\%cep}$ ведеться за допомогою коефіцієнта K_{τ} по співвідношенню

$$K_{\tau} = Q_{P\%} / Q_{P\%cep},$$
 (31)

Значення K_{τ} для різних природних зон наведено в таблиці 14.

Форма гідрографа залежить від розподілу з часі водовіддачі талих або дощових вод і від морфометричних характеристик басейну, які впливають на швидкість стікання води та природну зарегульованість стоку. Форма гідрографа в кожному випадку залежить від співвідношення між тривалістю добігання τ і тривалістю водовіддачі $t_{\rm B}$. При $\tau > t_{\rm B}$ форма гідрографа зв'язана з

^^^

розподілом в часі водовіддачі, а при $\tau < t_{\rm B}$ - в основному зумовлена морфометричними характеристиками басейну.

 $\label{eq:Tadinu} \mbox{Таблиця 14.}$ Значення перехідних коефіцієнтів \mathbf{K}_{τ}

Природна	Площа водозбору, F, км.										
зона	0,1	0,5	1	5	10	50	100	500	1000	2000	5000
Лісова зона	3,7	3,0	2,7	2,3	2,1	1,7	1,5	1,3	1,2	1,1	1,0
Лісостепова	4,4	3,6	3,3	2,7	2,5	2,0	1,9	1,4	1,3	1,15	1,0
Степова	5,5	4,4	4,0	3,0	2,8	2,1	1,9	1,4	1,3	1,15	1,0
Засушливих степів	9,5	7,0	6,0	4,3	3,7	2,6	2,0	1,65	1,4	1,3	1,2

Через різноманітність ходу водовіддачі гідрографи стоку мають різну конфігурацію. У гідрологічних розрахунках приймають типову або розрахункову форму гідрографа, яка найбільш ймовірна для повені або паводка даної забезпеченості і найбільш несприятлива для зменшення водосховищем максимальних витрат води.

Для схематизації гідрографів повеней і паводків Г.О. Алєксєєв застосував рівняння

$$Y = 10^{\frac{-\alpha(1-x)^2}{x}},$$
 (32)

де $Y=Q_i$ / $Q_{\text{макс}}$ - ординати розрахункового гідрографа виражені в частках середньодобової максимальної витрати води розрахункової забезпеченості; $X=t_i$ / $t_{\text{п}}$ - абсциса розрахункового гідрографа, виражена в частках умовної тривалості підйому паводка $t_{\text{п}}$.

Формула 32 розкладена в таблиці 15.

Розрахунок проводять у такому порядку:

1. Визначають наближено коефіцієнт несиметричності гідрографа ($\mathbf{K_S}$) в залежності від площі водозбору (який приймається наближено в залежності від площі водозбору: при F < 500 км² - 0,44 - 0,33; при 500 < F < 5000 - 0,33-0,25; при F > 5000 - 0,25-0,19)



- 2. За визначеним значенням $\mathbf{K_S}$ із таблиці 15 виписують відносні координати розрахункового гідрографа X_i і Y_i а також коефіцієнт форми гідрографа λ .
- 3. Абсолютні ординати розрахункового гідрографа визначають за формулою

$$Q_t = Y_i \cdot Q_{p\%cep} , \qquad (33)$$

де $Q_{p\%cep}$ - максимальна середньодобова витрата розрахункової забезпеченості, яка для дощових паводків співпадає з миттєвою витратою, а для весняної повені визначається за формулою

$$Q_{p\%cep} = Q_p / \kappa_\tau , \qquad (34)$$

Величина перехідного коефіцієнта K_{τ} приймається за таблицею 14

4. Абсолютні абсциси - розраховуються за формулою

$$t_{i} = X_{i} \cdot t_{n}$$
 (35) та природокористування

 $t_{\rm n}$ – тривалість підйому весняної повені визначається за формулою

$$t_n = \frac{0.0116 \cdot \lambda \cdot h_{p\%}}{q_{p\%}} \quad , \tag{36}$$

де $h_{p\%}$ - шар стоку розрахункової повені, мм; $q_{p\%}$ - модуль максимального стоку (м³/с*км²), λ – коефіцієнт форми гідрографа, (приймається за табл. 15)

Приклад побудови розрахункового гідрографа

<u>Дано:</u> Максимальна миттєва витрата весняної повені р. Турія біля м. Ковеля $Q_{3\%} = 136 \text{м}^3/\text{c}$; площа водозбору $A = 1480 \text{ км}^2$.

<u>Необхідно:</u> Обчислити координати та побудувати розрахунковий гідрограф весняної повені 3%-ної забезпеченості.

Приймемо коефіцієнт несиметричності гідрографа $K_S = 0.31$, якому відповідає $\lambda = 0.7$ (Табл. 15).

Середньодобову максимальну витрату 3%-ної забезпеченості визначимо за формулою (34). Перехідний коефіцієнт $k_t = 1,15$ (Табл. 14).

Отже

$$Q_{3\%} = 136 / 1,15 = 118 \text{ m}^3/\text{c}.$$

Відносні координати розрахункового гідрографа визначимо за таблицею 15, а абсолютні – за формулами (32).

Розрахунковий модуль середньодобової витрати

$$q_{3\%} = 118/1480 = 0.08 \text{ m}^3/\text{c} \cdot \text{km}^2.$$

Тривалість підйому повені визначимо за формулою (36)

$$t_n = \frac{0.0116 \cdot 0.7 \cdot 136}{0.08} = 13.9$$
 діб

Обчислення координат розрахункового гідрографа наведено в таблиці 16, а сам гідрограф наведений на рис.2.

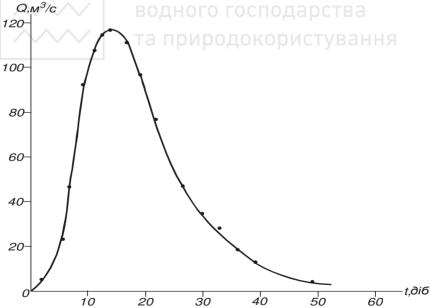


Рис.2. Розрахунковий гідрограф повені на р. Турія біля м.Ковеля $P_{3\%}$



Відносні координати розрахункового гідрографа для різних значень коефіцієнта несиметричності гідрографа Кѕ

						7	Вначення	У ₁ для 1	різних зн	начень К	S					
Xi	0,19	0,23	0,26	0,29	0,31	0,33	0,34	0,36	0,37	0,38	0,39	0,4	0,41	0,42	0,43	0,44
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
0,1	0,023	0,002	0	0	0	-	-	-	-		_	-	-	_	-	_
0,2	0,21	0,091	0,034	0,011	0,003	0	0	0	0	-	-	-	-	-	-	-
0,3	0,45	0,29	0,16	0,099	0,05	0,022	0,009	0,003	0,001	0	-	-	-	-	-	-
0,4	0,66	0,51	0,39	0,28	0,19	0,12	0,076	0,043	0,024	0,013	0,3	0,001	0	0	-	-
0,5	0,78	0,69	0,59	0,43	0,4	0,31	0,24	0,18	0,13	0,088	0,039	0,025	0,009	0,003	0	0
0,6	0,88	0,82	0,75	0,69	0,61	0,54	0,47	0,36	0,33	0,27	0,18	0,14	0,088	0,049	0,017	0,04
0,7	0,91	0,91	0,87	0,83	0,79	0,74	0,69	0,64	0,59	0,54	0,43	0,39	0,3	0,22	0,14	0,062
0,8	0,97	0,96	0,95	0,93	0,91	0,89	0,87	0,84	0,81	0,78	0,72	0,69	0,62	0,55	0,46	0,34
0,9	0,99	0,99	0,99	0,98	0,96	0,97	0,97	0,96	0,96	0,95	0,93	0,92	0,9	0,88	0,84	0,79
1,0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
/1,1	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,97	0,97	0,96	0,91	0,93	0,92	0,92	0,9	0,87	0,82
1,2	0,98	0,97	0,96	0,95	0,94	0,92	0,91	0,89	0,87	0,85	0,8	0,78	0,73	0,68	0,6	0,49
1,3	0,97	0,95	0,93	0,91	0,88	0,85	0,82	0,78	0,75	0,71	0,64	0,6	0,52	0,44	0,34	0,22
1,4	0,95	0,92	0,89	0,85	0,81	0,77	0,72	0,97	0,62	0,57	0,48	0,43	0,34	0,26	0,17	0,084
1,5	0,92	0,88	0,84	0,79	0,74	0,68	0,62	0,56	0,5	0,44	0,34	0,29	0,21	0,14	0,075	0,027
1,6	0,9	0,85	0,79	0,73	0,66	0,59	0,52	0,46	0,39	0,34	0,28	0,18	0,12	0,071	0,03	0,008
1,7	0,87	0,81	0,74	0,65	0,59	0,51	0,44	0,37	0,3	0,25	0,15	0,12	0,066	0,034	0,011	0,002
1,8	0,84	0,77	0,69	0,6	0,52	0,44	0,36	0,28	0,23	0,18	0,1	0,072	0,035	0,015	0,004	0
1,9	0,81	0,73	0,64	0,55	0,4	0,37	0,29	0,23	0,17	0,13	0,063	0,043	0,018	0,007	0,001	-
2,0	0,78	0,69	0,59	0,49	0,4	0,31	0,24	0,18	0,13	0,088	0,039	0,025	0,009	0,003	0	-
2,2	0,73	0,61	0,5	0,4	0,3	0,22	0,15	0,1	0,066	0,042	0,014	0,008	0	0	-	-
2,4	0,67	0,54	0,42	0,32	0,22	0,15	0,096	0,058	0,034	0,019	0,005	0,002	-	-	-	-
2,6	0,62	0,48	0,35	0,25	0,16	0,1	0,066	0,032	0,017	0,008	0,002	0,001	-	-	-	-
2,8	0,57	0,42	0,29	0,19	0,162	0,068	0,036	0,018	0,008	0,004	0,001	0	-	-	-	-
3,0	0,53	0,37	0,24	0,15	0,036	0,045	0,022	0,01	0,004	0,002	0	-	-	-	-	-
3,5	0,43	0,26	0,15	0,079	0,037	0,016	0,006	0,002	0	0	-	-	-	-	-	-
4,0	0,34	0,19	0,092	0,041	0,016	0,005	0,002	0	-	-	-	-	-	-	-	-
5,0	0,21	0,091	0,034	0,011	0,003	0	0	-	-	-	-	-	-	-	-	-
6,0	0,13	0,014	0,012	0,003	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
8,0	0,052	0,01	0,002	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
λ	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	1	1,1	1,2	1,4	1,6	1,8	2	2,4	2,6

Таблиця 16.

Обчислення координат розрахункового гідрографа

Відносні к	оординати	Абсолютні к	оординати
X	y	$t_i = \chi \cdot t_n$	$Q_i = y \cdot \overline{Q}_{P\%}$
0,1	0	1,4	0,0
0,2 0,3	0,003	2,8 4,2 5,6	0,4
0,3	0,05	4,2	5,9
0,4 0,5 0,6	0,19	5,6	22,4
0,5	0,4 0,61	7,0 8,3	47,2
0,6	0,61	8,3	72,0
0,7 0,8	0,79	9,7	93,2
0,8	0,91	11,1	107
0,9	0,98 1,0	12,5	116
1,0	1,0	13,9	118
1,2	0,94	16,7	111
1,4	0,81	19,5	95,6
1,6	0,66	22,2	77,9
1,6 1,8	0,52	25,0	61,4
^2,0 ^	0,4	25,8	47,2
2,2	0,3	30,6	35,4
^2,4	-0,22	33,4	-30,0
2,6 2,8	0,16	36,1	18,9
2,8	0,12	38,9	14,2
3.0	0,086	41,7	10,1
3,5	0,037	48,6	4,4 1,9
4,0	0,016	55,6	
5,0	0,003	69,5	0,4

Література

- 1. Определение расчетных гидрологических характеристик. СНиП 2.01.14-83. М.; Стройиздат, 1985. 36с.
- 2. Пособие по определению расчетных гидрологических характеристик. Л.; Гидрометеоиздат, 1984. 448с.
- 3. Сливка П.Д., Новосад Я.О., Будз О.П. Гідрологія та регулювання стоку: Навчальний посібник. Рівне: УДУВГП, 2003. 288 с.
- 4. Яцик А.В. Водогосподарська екологія: у 4 т., 7 кн. К.: Генеза, 2004. Т. 2, кн. 3. с.25-218.

Додаток 1.

Нормовані відхилення від середнього значення ординат біноміальної кривої

	110p.				редивоге				itti Diroi		
$C_{\rm S}$	$\triangle \angle$				ня $\Phi(P, \cdot)$				ı	$\Phi_{5\%}$ -	Коефіцієнт
03	1	5	30	50	70	80	90	95	99	$\Phi_{95\%}$	асиметрії
0,00	2,33	1,64	0,52	-0,00	-0,52	-0,84	-1,28	-1,64	-2,33	3,28	0,00
0,10	2,40	1,67	0,51	-0,02	-0,53	-0,85	-1,27	-1,61	-2,25	3,28	0,03
0,30	2,54	1,72	0,48	0.05	0.0,56	-0,85	+51,24	-1,55	-2,10	3,27	0,08
0,50	2,68	1,77	0,46	-0,08	-0,58	-0,85	-1,22	-1,49	-1,96	3,26	0,14
0,70	2,82	1,82	0,43	-0,12	-0,60	-0,85	-1,18	-1,42	-1,81	3,24	0,20
0,90	2,96	1,86	0,40	-0,15	-0,61	-0,85	-1,15	-1,35	-1,66	3,21	0,25
1,00	3,02	1,88	0,38	-0,16	-0,62	-0,85	-1,13	-1,32	-1,59	3,20	0,28
1,20	3,15	1,91	0,35	-0,19	-0,63	-0,84	-1,08	-1,24	-1,45	3,16	0,34
1,40	3,27	1,94	0,31	-0,22	-0,64	-0,83	-1,04	-1,17	-1,32	3,12	0,39
1,60	3,39	1,96	0,28	-0,25	-0,64	-0,81	-0,99	-1,10	-1,20	3,07	0,45
1,80	3,50	1,98	0,24	-0,28	-0,64	-0,80	-0,94	-1,02	-1,09	3,01	0,51
2,00	3,60	2,00	0,20	-0,31	-0,64	-0,78	-0,90	-0,95	-0,99	2,95	0,57
2,2	3,68	2,02	0,16	-0,33	-0,64	-0,75	-0,842	-0,882	-0,905	2,89	0,62
2,4	3,78	2,00	0,12	-0,35	-0,62	-0,72	-0,792	-0,820	-0,832	2,82	0,67
2,6	3,86	2,00	0,085	-0,37	-0,61	-0,70	-0,746	-0,763	-0,769	2,76	0,72
2,8	3,96	2,00	0,057	-0,39	-0,60	-0,67	-0,703	-0,711	-0,714	2,71	0,76
3,0	4,05	1,97	0,027	-0,40	-0,59	-0,64	-0,661	-0,665	-0,667	2,64	0,80
3,4	4,18	1,94	-0,036	-0,41	-0,55	-0,58	-0,587	-0,588	-0,588	2,53	0,86
3,8	4,29	1,90	-0,095	-0,42	-0,51	-0,52	- 0,526	-0,526	- 0,526	2,43	0,91
4,2	4,39	1,88	-0,13	-0,41	-0,47	- 0,475	-0,476	-0,476	-0,476	2,36	0,94
4,6	4,46	1,84	-0,17	-0,40	- 0,432	-0,435	-0,435	-0,435	-0,435	2,28	0,97
5,0	4,54	1,78	-0,20	-0,380	-0,399	-0,400	-0,400	-0,400	-0,400	2,18	0,98

Додаток 2.

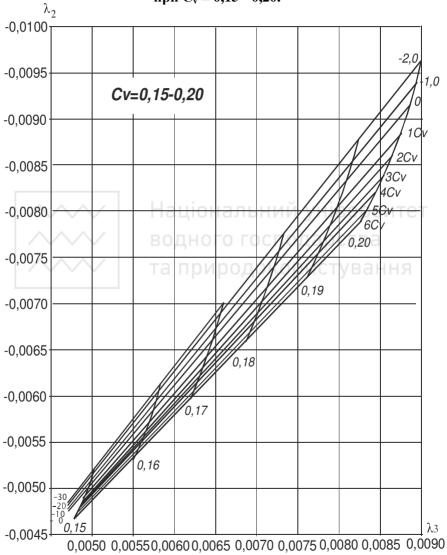
Ординати кривих трипараметричного гамма-розподілу

0,01 1,40 2,38 3 0,05 1,35 2,20 3 0,1 1,33 2,11 3 0,5 1,27 1,90 2 1 1,24 1,79 2 5 1,17 1,53 1 10 1,13 1,40 1	0,5 0,7	цієнт ва 0,9 s =1,5C 6,38 5,58 5,22 4,31	1,0	1,2 8,92 7,67 7,18	1,4 10,8 9,22 8,61	1,5 11,8 10,1 9,38
0,1 0,3 0 0,01 1,40 2,38 3 0,05 1,35 2,20 3 0,1 1,33 2,11 3 0,5 1,27 1,90 2 1 1,24 1,79 2 5 1,17 1,53 1 10 1,13 1,40 1	1. C. 3,55 4,88 3,18 4,31 3,02 4,06 2,61 3,41 2,42 3,11	s = 1,50 6,38 5,58 5,22 4,31	7,19 6,26 5,84	8,92 7,67 7,18	10,8 9,22 8,61	11,8 10,1
0,05 1,35 2,20 3 0,1 1,33 2,11 3 0,5 1,27 1,90 2 1 1,24 1,79 2 5 1,17 1,53 1 10 1,13 1,40 1	3,55 4,88 3,18 4,31 3,02 4,06 2,61 3,41 2,42 3,11	6,38 5,58 5,22 4,31	7,19 6,26 5,84	7,67 7,18	9,22 8,61	10,1
0,05 1,35 2,20 3 0,1 1,33 2,11 3 0,5 1,27 1,90 2 1 1,24 1,79 2 5 1,17 1,53 1 10 1,13 1,40 1	3,18 4,31 3,02 4,06 2,61 3,41 2,42 3,11	5,58 5,22 4,31	6,26 5,84	7,67 7,18	9,22 8,61	10,1
0,1 1,33 2,11 3 0,5 1,27 1,90 2 1 1,24 1,79 2 5 1,17 1,53 1 10 1,13 1,40 1	3,02 4,06 2,61 3,41 2,42 3,11	5,22 4,31	5,84	7,18	8,61	
0,5 1,27 1,90 2 1 1,24 1,79 2 5 1,17 1,53 1 10 1,13 1,40 1	2,61 3,41 2,42 3,11	4,31				9 38
1 1,24 1,79 2 5 1,17 1,53 1 10 1,13 1,40 1	2,42 3,11		4 80	<i>5</i> 0.7		7,50
5 1,17 1,53 1 10 1,13 1,40 1		2.00	1,00	5,87	7,04	7,67
10 1,13 1,40 1	102 224	3,89	4,30	5,21	6,24	6,78
		2,80	3,03	3,55	4,12	4,44
	1,68 1,97	2,26	2,41	2,71	3,00	3,13
20 1,08 1,25 1	1,40 1,54	1,67	1,72	1,80	1,83	1,83
30 1,05 1,14 1	1,21 1,27	1,28	1,28	1,24	1,16	1,10
50 0,998 0,997 0.	,934 0,862	0,756	0,690	0,541	0,388	0,320
	,812 0,695	0,553	0,475	0,324	0,193	0,142
70 0,946 0,826 0	,690 0,538	0,376	0,298	0,168	0,079	0,051
75 0,931 0,785 0.	,630 0,460	0,297	0,223	0,111	0,045	0,027
	,562 0,384	0,223	0,156	0,067	0,022	0,012
90 0,874 0,632 0.	,409 0,222	0,092	0,053	0,014	0,003	0,001
95 0,840 0,548 0	,305 0,130	0,038	0,018	0,003	$0.3 \cdot 10^{-3}$	
97 0,819 0,498 0.	,247 0,088	0,020	0,008	0,001	$0.8 \cdot 10^{-4}$	$0.3 \cdot 10^{-4}$
99 0,780 0,410 0.	,160 0,038	0,005	0,001	$0.1 \cdot 10^{-3}$	$0.8 \cdot 10^{-5}$	$0.2 \cdot 10^{-5}$
	2. C.	s = 2,00	<u>'v</u>			
0,01 1,42 2,52 3	3,98 5,81	7,98	9,21	11,8	14,7	16,4
0,05 1,36 2,29 3	3,48 4,95	6,66	7,60	9,65	11,9	13,1
	3,27 4,56	6,08	6,91	8,65	10,6	11,6
0,5 1,28 1,94 2	2,74 3,68	4,74	5,30	6,50	7,80	8,42
	2,51 3,29	4,15	4,60	5,53	6,55	7,08
5 1,17 1,54 1	1,94 2,36	2,78	3,00	3,40	3,80	3,96
10 1,13 1,40 1	1401	2,19	2,30	2,50	2,64	2,70
	1,38 1,50	1,58	1,61	1,63	1,61	1,59
	1,19 1,22	1,22	1,20	1,14	1,08	1,04
50 0,997 0,970 0.	,918 0,846	0,748	0,693	0,580	0,460	0,405
	,803 0,692	0,568	0,511	0,340	0,283	0,234
	,691 0,522	0,424	0,357	0,250	0,155	0,120
	,634 0,489	0,352	0,288	0,193	0,106	0,077
80 0,915 0,745 0	,574 0,419	0,280	0,223	0,130	0,065	0,046
	,436 0,272	0,154	0,105	0,049	0,016	0,009
95 0,842 0,565 0.	,342 0,181	0,082	0,051	0,016	0,004	0,002
	,288 0,139	0,046	0,030	0,008	0,002	0,001
99 0,782 0,436 0	,206 0,076	0,019	0,010	0,002	$0.2 \cdot 10^{-3}$	$0.8 \cdot 10^{-4}$

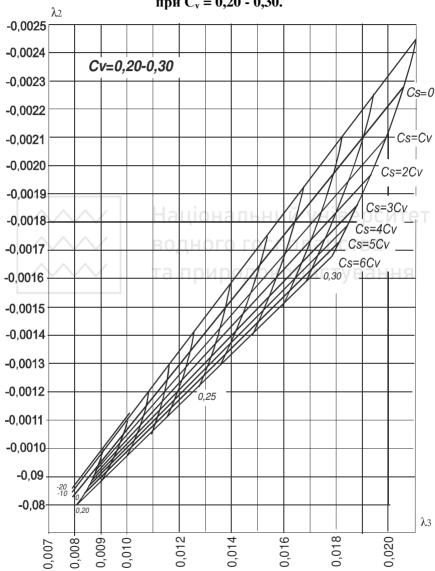
Продовження додатку 2.

P%	та природ	IORODICTY	onna	Коефі	пієнт ва		Cv		Коефіцієнт варіації Су								
1 /0	0,1	0.3	0,5	0.7	0.9	1.0		1,4	1.5								
	0,1	0,0	0,0	047	s = 2,5C		1,2		110								
0,0	1,44	2,67	4,45	6,76	9,55	11,1	14,6	18,1	20,4								
0,0	1,38	2,39	3,79	5,54	7,59	8,72	11,2	13,8	15,2								
0,1	1,35	2,27	3,51	5,04	6,80	7,76	9,81	12,0	13,2								
0,5	1,28	1,99	2,87	3,90	5,03	5,63	6,89	8,20	8,88								
1	1,25	1,86	2,59	3,42	4,32	4,78	5,73	6,71	7,20								
5	1,17	1,55	1,95	2,35	2,75	2,94	3,31	3,65	3,81								
10	1,13	1,40	1,66	1,90	2,12	2,22	2,39	2,53	2,59								
20	1,08	1,23	1,36	1,45	1,52	1,54	1,56	1,55	1,54								
30	1,05	1,13	1,17	1,18	1,17	1,16	1,11	1,05	1,01								
50	0,99	0,96	0,90	0,83	0,74	0,69	0,600	0,505	0,459								
60	0,97	0,89	0,79	0,69	0,58	0,53	0,432	0,340	0,298								
70	0,94	0,82	0,69	0,56	0,44	0,39	0,287	0,215	0,180								
75	0,93	0,78	0,64	0,50	0,38	0,33	0,238	0,164	0,133								
80	0,91	0,74	0,58	0,44	0,32	0,27	0,185	0,119	0,094								
90	0,87	0,64	0,45	0,31	0,19	0,15	0,089	0,047	0,033								
95	0,84	0,57	0,37	0,22	0,12	0,09	0,046	0,020	0,012								
97	0,82	0,53	0,32	0,18	0,09	0,06	0,028	0,011	0,006								
99	0,78	0,45	0,24	0,12	0,05	0,03	0,011	0,003	0,001								
				4. C	s = 3.0C	voko	DNC1	YB dHF	- KF								
0,0	1,46	2,83	4,94	7,70	11,0	12,8	16,8	21,2	23,5								
0,0	1,39	2,49	4,09	6,08	8,40	9,65	12,4	15,2	16,8								
0,1	1,36	2,35	3,74	5,44	7,37	8,41	10,6	13,0	14,2								
0,5	1,28	2,03	2,97	4,06	5,24	5,84	7,10	8,41	9,07								
1	1,25	1,90	2,66	3,50	4,41	4,87	5,79	6,74	7,21								
5	1,17	1,55	1,95	2,34	2,70	2,88	3,22	3,52	3,66								
10	1,13	1,40	1,65	1,87	2,06	2,15	2,30	2,42	2,47								
20	1,08	1,23	1,34	1,42	1,47	1,49	1,50	1,49	1,48								
30	1,05	1,12	1,15	1,16	1,14	1,13	1,08	1,03	0,997								
50	0,99	0,95	0,89	0,82	0,74	0,69	0,614	0,531	0,491								
60	0,97	0,89	0,79	0,69	0,59	0,54	0,459	0,377	0,339								
70	0,94	0,82	0,69	0,57	0,47	0,42	0,333	0,257	0,224								
75	0,93	0,78	0,64	0,52	0,41	0,35	0,277	0,206	0,176								
80	0,91	0,74	0,59	0,46	0,35	0,30	0,224	0,160	0,133								
90	0,87	0,65	0,47	0,34	0,23	0,19	0,126	0,078	0,061								
95	0,84	0,58	0,40	0,26	0,16	0,12	0,076	0,042	0,030								
97	0,82	0,54	0,35	0,22	0,13	0,09	0,054	0,027	0,018								
99	0,78	0,48	0,28	0,15	0,08	0,05	0,027	0,011	0,007								

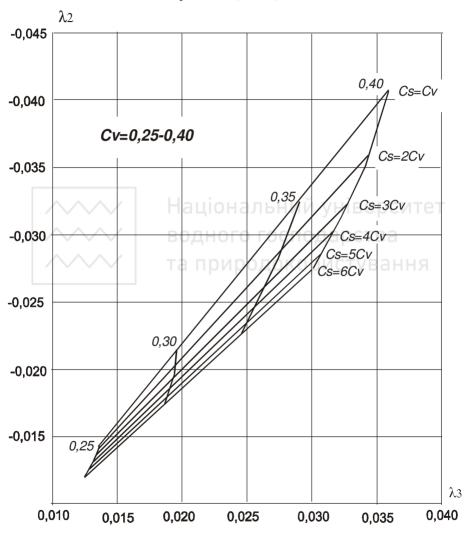
Номограма для обчислення параметрів трипараметричного гама-розподілу C_v та C_s методом найбільшої правдоподібності при $C_v = 0.15 - 0.20$.



Номограма для обчислення параметрів трипараметричного гама-розподілу C_v та C_s методом найбільшої правдоподібності при $C_v = 0.20 - 0.30$.



Номограма для обчислення параметрів трипараметричного гама-розподілу C_v та C_s методом найбільшої правдоподібності при $C_v = 0.25 - 0.40$.



Додаток 3.4.

