

11. Температура воздуха на Украине / В.Н. Бабиченко, С.Ф. Рудышина, З.С. Бондаренко, Л.М. Гущина. – Л.: Гидрометеоиздат, 1987. – 399 с.
12. База даних ECAD-European Climate Assessment Data Set (<http://eca.knmi.nl>)
13. Міністерство надзвичайних ситуацій в Україні. Миський гідрометеорологічний центр. <http://meteo.gov.ua/ua/news/62>

УДК 556.5

Галік О.І., Яковишина М.С.

АНАЛІЗ ОДНОРІДНОСТІ РЯДІВ РІЧНОГО СТОКУ У ЗВ'ЯЗКУ ІЗ ЗМІНАМИ КЛІМАТУ НА ПРИКЛАДІ РІЧОК ПОЛІСЬКОЇ ТА ЗАХІДНОЇ ГІДРОЛОГІЧНИХ ОБЛАСТЕЙ УКРАЇНИ

Оцінювалась однорідність рядів річного стоку за параметричними та непараметричними статистичними критеріями із використанням різницевих інтегральних кривих стоку.

Ключові слова: річний стік, параметричні та непараметричні статистичні критерії.

Оценивалась однородность рядов годового стока за параметрическими и непараметрическими статистическими критериями с использованием разностных интегральных кривых стока.

Ключевые слова: годовой сток, параметрические и непараметрические статистические критерии.

Homogeneity of rows of annual flow was estimated after self-reactance and non-parametric statistical criteria with the use of different integral mass curves.

Key words: annual flow, self-reactance and non-parametric statistical criteria.

На сьогодні, на думку більшості дослідників, реальними та значущими є сучасні зміни клімату внаслідок антропогенного впливу. Із другої половини минулого століття почалося різке потепління клімату. Актуальність досліджень з оцінок зміни природного стану річок під впливом сучасних кліматичних змін визначається необхідністю вирішення цілого ряду завдань, а саме: обчислення розрахункових гідрологічних характеристик для будівельного та водогосподарського проектування; оцінка водних ресурсів басейнів річок, економічних районів та адміністративних областей; узагальнення характеристик стоку по території, за висотними зонами в залежності від різних природних факторів; дослідження просторових та часових закономірностей коливання стоку; складання водогосподарських балансів різних видів; розробка та здійснення заходів з комплексного використання та охорони водних ресурсів; вирішення різного роду екологічних завдань, які направлені на пом'якшення та попередження несприятливих порушень природного середовища. Для вирішення цих завдань необхідно застосовувати теоретичні криві розподілу. Це є правомірним тільки тоді, коли сукупності складені із однорідних та незалежних елементів. Метою дослідження була оцінка однорідності рядів спостережень річного стоку в розрізі сучасних

змін клімату на прикладі річок Поліської гідрологічної області надмірної водності та Західної гідрологічної області достатньої водності [1].

Для оцінки однорідності середніх за рік витрат води використані тривалі ряди спостережень: р. Вижівка – п. Стара Вижівка (1947-2004 рр.); р. Турія – п. Ягідне (1946-2003 рр.); р. Турія – п. Ковель (1947-2007 рр.); р. Стир – п. Луцьк (1944-2004 рр.). Вони охоплюють основні періоди зміни температурного режиму планети (рис.1), які виділені на основі аналізу глобальної осередненої річної температури Землі, і яку вважають інтегральною характеристикою глобальної кліматичної системи.

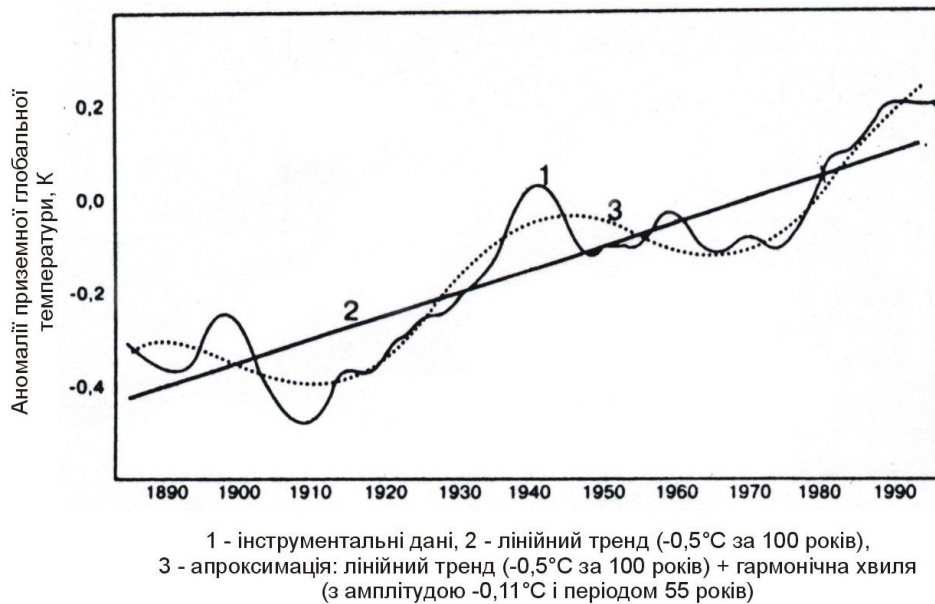


Рис. 1. Віковий хід аномалій річної глобальної температури (K) Землі за 1885-1995 рр. [3]

Аналіз даних спостережень дозволив зробити наступні висновки [3]: у 40-х рр. XX ст. закінчилося потепління, яке розпочалося на початку століття; до 70-х рр. XX ст. тривав процес відносно незначних коливань клімату; із середини 70-х рр. XX ст. в Північній півкулі поновлюється потепління із більшою інтенсивністю, ніж у попередні роки, і яке продовжується до теперішнього часу. Аналогічною є динаміка клімату України як регіонального. Він значною мірою уособлює характерні риси глобального клімату. Аналіз багаторічного ходу аномалії глобальної та регіональної температури повітря (рис. 2) підтверджує, що клімат України є чутливим до зміни глобального клімату. Крім того, розглянуті ряди спостережень, також охоплюють так званий період порівняння: з 1951 або 1961 по 2004 або 2005 рр. [2].

Таким чином, використані ряди спостережень середніх за рік витрат води відповідають періоду відносно незначних коливань клімату та періоду поновлення потепління в Північній півкулі.

Застосування методів математичної статистики для оцінки однорідності рядів спостережень гідрологічних характеристик базується на

припущенні, що зв'язок членів ряду між собою є відсутнім. Значення коефіцієнта автокореляції між стоком суміжних рядів $r(1)$ дозволяє зробити висновок про зв'язок членів ряду між собою. Автокореляція $r(1)$ для рядів середніх за рік витрат води, яку визначали так як вимагають нормативні документи [5], не перевищувала 0,2.

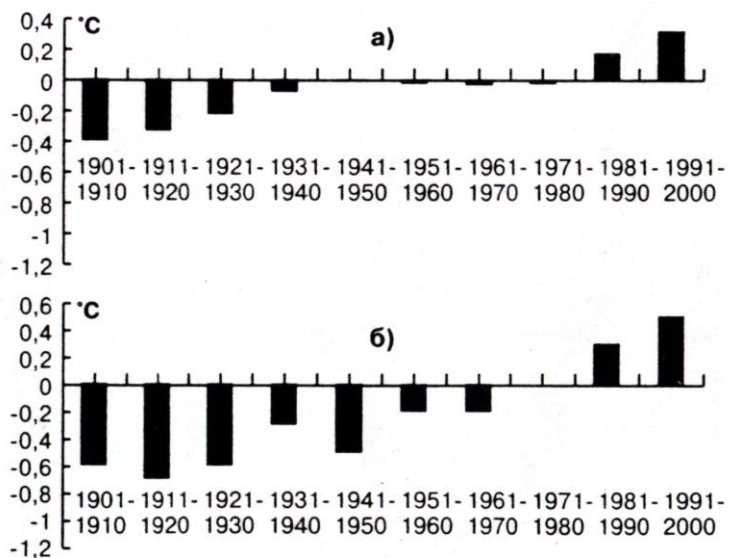


Рис. 2. Аномалії (відносно кліматологічної норми) річної глобальної (а) та регіональної (б) температури повітря (°C) за окремі десятиріччя [3]

Одним із основних методів вивчення змін річного стоку за даними рядів спостережень є оцінка трендів середнього значення. Найчастіше розглядають регресію даних спостережень на час і визначають коефіцієнти лінійного тренду, які характеризують середню швидкість зміни рівня ряду на часовому відрізку, який розглядається. Для оцінки змін річного стоку, в розглянутих створах річок за період спостережень, були визначені параметри рівняння лінійного тренду: середня багаторічна витрата за період спостережень Q_0 ; кутовий коефіцієнт a , який характеризує нахил лінії тренду. Коефіцієнт a оцінювався методом найменших квадратів. Окрім цього, були обчислені похибки кутового коефіцієнта σ_a . Вибіркова мінливість коефіцієнтів тренду для тривалих періодів спостережень може виявитися великою, особливо для окремих створів. Похибки можуть бути такими, що іноді виявляється неможливим не тільки оцінити швидкість змін, які спостерігаються, але встановити сам факт їх наявності. Для оцінки статистичної значимості наявності тренду зазвичай розглядають ймовірність нульової гіпотези, тобто ймовірність того, що $a = 0$. Умовою відхилення або прийняття нульової гіпотези є відношення a/σ_a . Тренди вважаються статистично значимими [4], якщо виконується умова, що $a/\sigma_a \geq 2$. Виділені, для зазначених створів річок, лінійні тренди та їх параметри наведено в табл.1.

Таблиця 1. Параметри лінійних трендів середніх за рік витрати води за період спостережень

Річка, пункт	Період спостережень	$Q_0, \text{м}^3/\text{с}$	$a, \text{м}^3/\text{с}$ за 10 років	a/σ_a
р. Турія – п. Ковель	1947-2007	3,78	+0,070	35,90
р. Турія – п. Ягідне	1946-2003	1,39	+0,074	18,70
р. Виживка – п. Стара Виживка	1947-2004	2,54	-0,110	131,0
р. Стир – п. Луцьк	1944-2004	30,5	+0,091	2,530

Аналіз отриманих результатів показує, що тренди є виявленими, а також, що вони є статистично значимими. Для зазначених створів басейнів річок Турія та Стир характерним є зростання річного стоку за період спостережень, а для створу в басейні р. Виживка характерним є його зменшення. Найбільш суттєві зміни за період спостережень середніх за рік витрат води по відношенню до середніх багаторічних витрат Q_0 виявлені для створів р. Виживка – п. Стара Виживка та р. Турія – п. Ягідне. В цілому слід зазначити, що виявлені зміни річного стоку за абсолютними значеннями є достатньо невеликими.

Обробка результатів спостережень річного стоку, яку проводять з метою вивчення умов його формування або для вирішення прикладних завдань, може вважатися повноцінною лише у випадку, коли використовують статистично однорідні ряди або враховують їх неоднорідність. Для однорідного ряду характерним є коливання членів ряду навколо одного і того ж рівня (середнє арифметичне) приблизно в одному і тому ж діапазоні. Статистично неоднорідність найчастіше виникає як наслідок зміни клімату одночасно на великій території під впливом природних та антропогенних факторів.

Оцінку однорідності рядів за відсутності надійної інформації про час та причини, що порушують їх однорідність, виконують із застосуванням статистичного аналізу вихідних даних, тобто за параметричними та непараметричними (ранговими) статистичними критеріями. При аналізі даних спостережень, кожен із рядів поділявся на дві вибірки (до та після визначеного моменту порушення однорідності), за якими були встановлені відповідні статистики.

При вирішенні прикладних завдань, у відповідності до діючих нормативних документів [5, 6], для кількісної оцінки даних спостережень використовують критерії однорідності середніх значень і дисперсій. Для цього використовують параметричні критерії Фішера F та Стюдента t .

У зв'язку із тим, що ряди спостережень річного стоку мають досить значну асиметрію розподілу, для кількості оцінки їх однорідності також були застосовані непараметричні (рангові) статистичні критерії. Непараметричними називають критерії, використання яких не вимагає попереднього визначення параметрів розподілу і навіть наближеного

закону розподілу ознаки. Зазначені критерії застосовують, якщо постає завдання порівняти дві сукупності X та Y за вибірками, які одержані на одному об'єкті, але в різний час. Нами були застосовані непараметричні критерії трьох груп. Критерії першої групи виявляють відмінності в центральній тенденції (середні значення вибірок), але ігнорують відмінності у відхиленнях сукупностей, які порівнюють. В наших дослідженнях для першої групи були використані критерій Вілкінсона W у випадку, коли обсяги двох порівняльних сукупностей були більші ніж 10 та критерій Ван дер Вардена X . Нульова гіпотеза для критеріїв цієї групи формулюється як $H_0: \mu_x = \mu_y$, де μ_x і μ_y – відповідно характеристики центрів розподілу вибірок, а альтернативною гіпотезою буде $H_1: \mu_x \neq \mu_y$. До другої групи відносилася модифікація критерію W , яка запропонована Сіджелом і Тьюкі (S - критерій), у випадку, коли обсяги двох сукупностей були більше 10. Нульова гіпотеза для критерії другої групи формулюється, як $H_0: \sigma_x = \sigma_y$, де σ_x та σ_y – дисперсії (стандартні відхилення) двох вибірок, при альтернативній гіпотезі $H_1: \sigma_x \neq \sigma_y$. Третя група включала серійний критерій Q та критерій Колмогорова – Смирнова λ^2 у випадку, коли обсяги вибірок були відповідно більші, ніж 10 та менші, ніж 100. Нульовою гіпотезою для критеріїв цієї групи є $H_0: F(x) = F(y)$, де $F(x)$ та $F(y)$ – накопичені відносні частоти двох вибірок, при альтернативній гіпотезі $H_1: F(x) \neq F(y)$.

Для виявлення моменту порушення однорідності були побудовані різницеві інтегральні криві річного стоку або сумарні криві відхилень річних значень стоку від середнього його значення за період спостережень (рис. 4). Різницева інтегральна крива характеризує зміни в часі суми (від початку спостережень) відхилень середніх за рік витрат води Q_i від середньої багаторічної величини Q_0 . При побудові різницевої інтегральної кривої стік зручніше виражати в модульних коефіцієнтах $K_i = Q_i/Q_0$. Відхилення модульного коефіцієнта від середнього багаторічного значення стоку дорівнює $K_i - 1$, так як його середнє значення за період спостережень дорівнює одиниці. При побудові інтегральної кривої обчислюють наростаючу суму відхилень $\sum(K_i - 1)$. За початковий момент інтегрування беруть перший рік періоду спостережень. Для того, щоб виключити вплив мінливості стоку на модульні коефіцієнти, при побудові різницевих інтегральних кривих, їх ординати обчислюють, як відношення $\sum(K_i - 1)/C_v$, де C_v – коефіцієнт варіації річного стоку. Різницева інтегральна крива в часі має наступну властивість: відхилення середньої величини за будь-який інтервал часу m років від її середнього значення за багаторічний період спостережень (воно дорівнює 1), характеризується тангенсом кута нахилу лінії, яка з'єднує точки початку і закінчення інтервалу, до горизонтальної прямої та визначається за співвідношенням $K_{cp} - 1 = (I_k - I_n)/m$. Тут I_k та I_n – це кінцева та початкова ординати інтегральної кривої для відрізка часу m років. Період часу, для якого ділянка інтегральної кривої має ухил догори і значення величин $K_{cp} - 1 > 0$ відповідає багатоводній фазі водності. Період

часу, для якого ділянка інтегральної кривої має нахил донизу і $K_{cp} - 1 < 0$, відповідає маловодній фазі.

За одержаними різницевиими інтегральними кривими був проведений аналіз циклічності коливань річного стоку. На рис. 3 ділянки різницевиих кривих, для зазначених створів річок, від початку спостережень і до середини 60-х рр. ХХ ст. мають загальний нахил донизу, що відповідає маловодній фазі. Ділянки інтегральних кривих від середини 60-х рр. і до початку 80-х рр. мають ухил вверх, що відповідає багатоводній фазі. Наступна маловодна фаза виявлена від початку 80-х рр. і до середини 90-х років ХХ ст. Характеристика виявлених періодів, наведена в табл. 2.

Таблиця 2. Характеристика водності періодів, виділених за різницевиими інтегральними кривими

Річка, пункт	Період, роки	m, роки	$K_{cp} - 1$	Водність періоду
р. Стир – п. Луцьк	1944-1964	20	-0,197	маловодний
	1965-1981	16	+0,734	багатоводний
	1982-1997	15	-0,692	маловодний
р. Виживка – п. Стара Виживка	1947-1964	17	-0,045	маловодний
	1965-1981	16	+0,656	багатоводний
	1982-1997	15	-0,471	маловодний
р. Турія – п. Ягідне	1946-1964	18	-0,252	маловодний
	1965-1982	17	+0,566	багатоводний
	1983-1997	14	-0,362	маловодний
р. Турія – п. Ковель	1947-1964	17	-0,2111	маловодний
	1965-1981	16	+0,549	багатоводний
	1982-1997	15	-0,596	маловодний

Аналіз вікового ходу аномалій річної глобальної температури (рис.1) показує, що за інструментальними даними на початок 80-х років температури повітря досягли попереднього максимального рівня, який спостерігався раніше на початку 40-х років. Фактично 80-і роки відкрили період інтенсивного, сучасного зростання температури повітря. Відповідно, для зазначених створів річок, найбільші значення ординат на різницевиих інтегральних кривих припадають на 1981 або 1982 рік (рис.3). Вони були визнані моментами порушення однорідності рядів середніх за рік витрат води.

В результаті однорідність рядів річного стоку перевірялася за двома вибірками: перша – включала середні за рік витрати з 1944-1947 рр. по 1981 або 1982 р., друга вибірка – з 1982 або 1983 р. по 2003-2007 рр. Були обчислені для параметричних та непараметричних критеріїв відповідні статистики, які порівнювалися із критичними значеннями для підтвердження або відкидання нульової гіпотези.

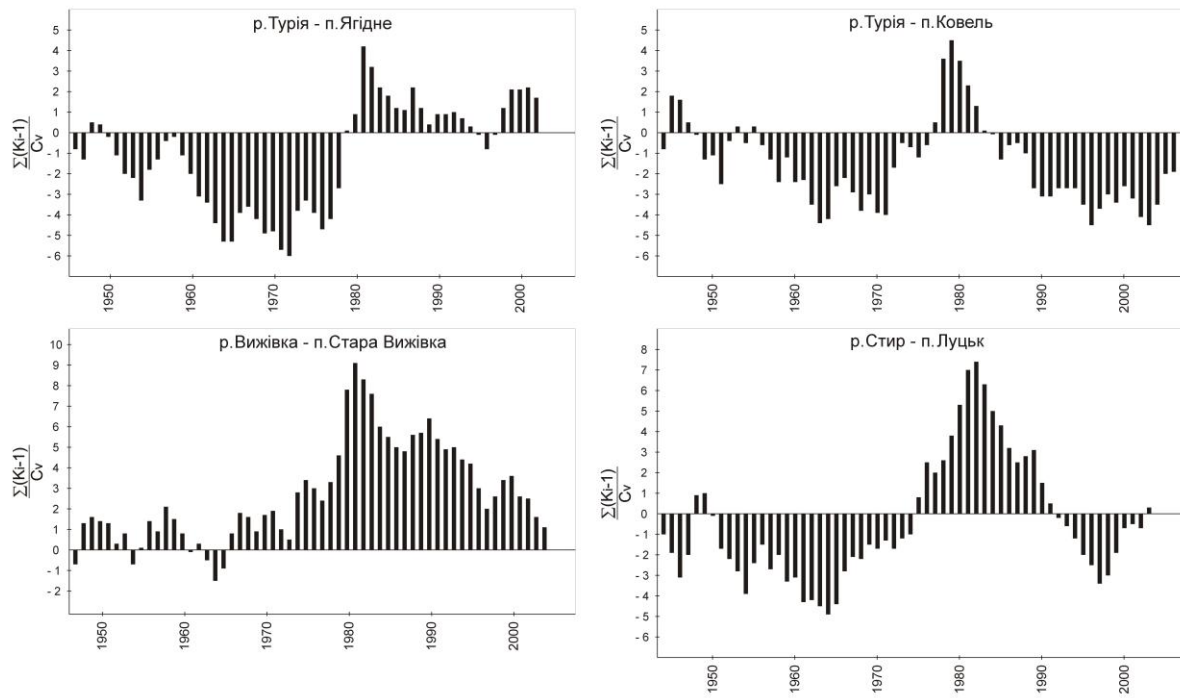


Рис.3 Різницеві інтегральні криві річного стоку

За параметричними статистичними критеріями F та t ряди річного стоку виявилися однорідними (за винятком ряду р. Виживка – п. Стара Виживка за критерієм t, для якого значення $t = 3,160$ при $t_{\alpha} = 2,398$). Результати перевірки однорідності рядів за непараметричними (ранговими) статистичними критеріями для рівня значущості 5% наведені в табл.3.

Таблиця 3. Розрахункові статистики та критичні значення непараметричних критеріїв однорідності

Річка, пункт	р. Турія – п. Ковель	р. Турія – п. Ягідне	р. Стир – п. Луцьк	р. Виживка – п. Стара Виживка
W	1,500	1,992	2,950	2,740
W _{кр}	1,960	1,960	1,960	1,960
X	3,020	2,454	4,112	7,600
X _{кр}	5,210	5,280	4,230	4,230
S	2,310	4,630	5,560	3,646
S _{кр}	1,960	1,960	1,960	1,960
Q	0,891	0,626	0,708	0,371
Q _{кр}	1,960	1,960	1,960	1,960
λ^2	0,692	0,934	0,892	1,287
$\lambda^2_{кр}$	1,358	1,358	1,358	1,358

Одержані результати показують, що за непараметричними статистичними критеріями першої групи (W та X – критерії) ряди річного

стоку, для зазначених створів річок, виявилися неоднорідними за W-критерієм (за винятком р. Турія-п. Ковель). За X-критерієм цієї групи розглянуті ряди виявилися однорідними (за винятком р. Вижівка – п. Стара Вижівка). Відомо, що W-критерій є більш потужним в порівнянні із критерієм Стюдента, коли виявлено, що розподіли сукупностей явно відрізняються від нормального. В тих випадках, коли вибірка утворена величинами, які мають розподіл, наближений до нормального, більш чутливим є критерій X-критерій. Таким чином, слід вважати, що сучасні кліматичні зміни можуть впливати на однорідність рядів річного стоку для розглянутих створів річок зазначених гідрологічних областей, тобто центральні тенденції двох вибірок (до та після моменту початку стрімкого зростання температури повітря в Північній півкулі) не будуть близькими.

За непараметричним S-критерієм, який відноситься до другої групи, виявлено, що ряди річного стоку виявилися неоднорідними. Отже, за критерієм другої групи, сучасні кліматичні зміни слід вважати такими, що впливають на однорідність рядів, тобто дисперсії (стандартні відхилення) двох вибірок не можна вважати близькими. Статистичні критерії третьої групи (Q та λ^2 - критерій) у всіх випадках були меншими за їх критичні значення. Отже, за критеріями цієї групи не виявлено відмінностей у характері розподілів двох вибірок, які можуть виникати під дією сучасних кліматичних змін. У підсумку із усього викладеного слід зазначити, що застосовані параметричні критерії, використання яких регламентується нормативними документами, не виявили порушення однорідності рядів у зв'язку із сучасним потеплінням клімату. Використання непараметричних критеріїв, які застосовують при аналізі однорідності рядів, що мають переважно асиметричний розподіл, дозволяє виявити вплив сучасного потепління на однорідність рядів річного стоку для річок, розглянутих гідрологічних областей.

На підставі результатів аналізу рядів річного стоку для зазначених створів річок Поліської гідрологічної області надмірної водності та Західної гідрологічної області достатньої водності (Волинська підобласть) у зв'язку із сучасними змінами клімату можна зробити ряд висновків.

1. Для зазначених рядів характерні слабкі внутрішньорядові зв'язки. За періоди спостережень, які є достатніми за тривалістю, виявлені статистично значимі та переважно додатні тренди річного стоку.

2. Моментом порушення неоднорідності рядів слід вважати початок інтенсивного зростання температури повітря в Північній півкулі, при його уточненні за різницею інтегральними кривими річного стоку. Зазначений момент припадає на 1981-1982 рр.

3. Порушення однорідності рядів у зв'язку із сучасним потеплінням клімату за параметричними критеріями, які регламентовані нормативними документами, не виявлено.

4. Застосування непараметричних критеріїв для рядів річного стоку дозволило виявити їх неоднорідність у зв'язку із сучасними кліматичними

змiнами за вiдмiннiстю дисперсiй (стандартних вiдхилень) та центральних тенденцiй вибiрок.

1. Географічна енциклопедія України: В 3-х Т. – К.: «Українська Радянська Енциклопедія» ім. М.П.Бажана, 1989-1990. – Т.2: 3- О. – 480 с.; Т3: П-Я – 480 с.
2. Груза Г.В., Ранькова Э.Я., Аристов Л.Н., Клещенко Л.К. О неопределённости некоторых сценарных прогнозов температуры воздуха и осадков на территории России // Метеорология и гидрология. – 2006. - №10 – С. 5-23.
3. Клімат України [за ред. В.М. Лiпiнського, В.А.Дячука, В.М. Бабiченко]. – К.: Видавництво Раєвського, 2003. – 343 с.
4. Мелещенко В.П., Марвис В. М., Говоркова В.А., Насколько наблюдаемое потепление климата России согласуется с расчётами по объединённым моделям общей циркуляции атмосферы и океана? // Метеорология и гидрология. – 2007. - № 10-С. 5-19.
5. Пособие по определению расчётных гидрологических характеристик. -: Гидрометеиздат, 1984. – 447 с.
6. СП 33-101-2003 Определение расчётных гидрологических характеристик. – Госстрой России – 68 с.

УДК 911.3

Пендерецький О.В.

УПРАВЛІННЯ ПРИРОДОКОРИСТУВАННЯМ І ЕКОЛОГІЧНИМИ РИЗИКАМИ В КАРПАТСЬКОМУ СУСПІЛЬНО-ГЕОГРАФІЧНОМУ РАЙОНІ

Обґрунтовано та запропоновано вирішення проблеми формування ефективного організаційно-економічного механізму управління природокористуванням та екологічними ризиками в Карпатському суспільно-географічному районі. Основними причинами появи екологічних ризиків є виробнича діяльність. Як підсистеми управління екологічними ризиками запропоновано використати методи й інструменти екологічного менеджменту й екологічного страхування.

Ключові слова: промислове виробництво, екологія, природокористування, ризики, туризм, страхування, оцінка.

Обґрунтовано и предложены решения проблемы формирования эффективного организационно-экономического механизма управления природопользованием и экологическими рисками в Карпатском общественно-географическом районе. Основными причинами появления экологических рисков является производственная деятельность. Как подсистемы управления экологическими рисками предложено использовать методы и инструменты экологического менеджмента и экологического страхования.

Ключевые слова: промышленное производство, экология, природопользование, риски, туризм, страхование, оценка.

Substantiated and proposed solution to the problem of forming an effective organizational and economic mechanism of nature management and environmental risk in the Carpathian social and geographic area. The main causes of environmental risks is a manufacturing activity. As a subsystem of environmental risk management proposed to use methods and tools of environmental management and environmental insurance.

Keywords: production, ecology, nature, risks, tourism, insurance and evaluation.