Фізична географія та геоморфологія
https://doi.org/10.17721/phgg.2020.3-4.01

Статистична оцінка часових змін річних сум опадів рівнинної території України

Людмила В. Паламарчук[1], Ірина П. Шедеменко[2]

[1] Український гідрометеорологічний інститут ДСНС України та НАН України, проспект Науки, 37, Київ, 03028, Україна
[2] Інститут проблем безпеки атомних електростанцій НАН України, вул. Лисогірська, 12, Київ, 03028, Україна

Реферат

Досліджується поле опадів рівнинної території України за даними рівномірно розташованих 18 метеостанцій. Аналізуються річні суми опадів за періоди різної тривалості (від початку спостережень на станції до 2015 р.) і за однаковий період для всіх станцій 1961-2015 рр. Розраховані основні статистичні характеристики, показані закономірності їх змін на досліджуваній території. Градієнт зменшення середніх багаторічних річних сум опадів за 1961-2015 рр. (від 650 до 400 мм) спрямований з північного заходу на південь і південний схід країни. Величини додатних асиметрії та ексцесу, коефіцієнту варіації (0,16-0,26), навпаки, у цьому напрямку збільшуються. Стандартне відхилення (діапазон змін 91-137 мм) максимальне на південному заході та в центрі рівнинної частини України. Визначено, що розподіл річних сум опадів можна вважати нормальним, переважно з доданими коефіцієнтами асиметрії та ексцесу.

Багаторічні коливання річних опадів апроксимовані рівняннями лінійного тренду та поліномами 6-го ступеню. Визначені регіони з від'ємним і додатним лінійним трендом річних опадів у 1961-2015 рр. Тенденція до зменшення опадів відзначалася на станціях, що розташовані "смугою" з південного заходу (Чернівці) на північний схід (Суми) через всю територію України. На південному заході цього регіону (Вінниця) зменшення опадів найбільше: від'ємний лінійний тренд статистично значущій, кутовий коефіцієнт -2,35, коефіцієнт детермінації 0,14; середня річна сума опадів за 1991-2015 рр. порівняно з 1961-1990 рр. менше на 10,5%, 53,4 мм. На решті рівнинній території країни спостерігалася тенденція до збільшення опадів, але додатний тренд для усіх станцій статистично незначущий. Відсутність статистично значущих лінійних трендів (крім Вінниці) можна пояснити відносною стійкістю багаторічного режиму опадів в цей період. Застосування більш складної апроксимації та довгого ряду спостережень збільшувало величину показника достовірності тренду, але не для всіх метеостанцій вплив цих факторів однозначний.

На графіках поліноміальних трендів ступінь виявлення циклів у часовому ході річних опадів залежить від довжини ряду спостережень і зменшується із заходу на схід України. Тривалість циклів 25-30 і 35-40 років при визначенні за даними 1961-2015 рр., і від 70 до 90 і 120 років по рядах спостережень понад 100 років. У 2016-2025 рр., як показали оцінки за рівняннями поліномів 6-го ступеню, на рівнинній території України переважатиме зменшення річних опадів порівняно з 1961-2015 рр. Найбільше зменшення (на 10-13%) ймовірно у центральних районах (Полтава, Дніпро). найбільше зростання (на 5%) – на південному заході (Вінниця, Чернівці).

Ключові слова

Річні суми опадів, просторові та часові зміни, рівняння лінійного тренду, поліноміальний тренд 6-го ступеню, циклічні коливання.

Надійшла до редакції: 2 жовтня 2020 / Прийнята: 30 жовтня 2020

Statistical evaluation of temporal changes in annual precipitation in the plain territory of Ukraine

Liudmyla V. Palamarchuk[1] , Iryna P. Shedemenko[2]

[1] State Emergency Service of Ukraine National Academy of Ukraine, Ukrainian hydrometeorological institute, 37, Prospekt Nauki, Kyiv, 03028, Ukraine
[2] Institute for Safety Problems of Nuclear Power Plants National Academy of Sciences of Ukraine, 12, Lysogirska str., Kyiv, 03028, Ukraine

Abstract

The field of precipitation of the plain territory of Ukraine is investigated according to the data of evenly spaced 18 weather stations. The annual precipitation is analyzed for periods of different duration (from the beginning of observations at the station until 2015) and for the period 1961-2015. The main statistical characteristics are calculated, the patterns of their changes in the study area are shown. Gradient of decrease in multi-year annual precipitation for 1961-2015 (650 to 400 mm) directed from the northwest to the south and southeast of the country. The value of positive skewness and kurtosis, the coefficient of variation (0.16-0.26), on the contrary, increases in this direction. The standard deviation (91-137 mm) is maximum in the southwest and in the center of the plain part of Ukraine. It was determined that the distribution of annual precipitation can be considered normal, mainly with positive skewness and kurtosis.

Multi-year fluctuations in annual precipitation are approximated by linear trend equations and a polynomial of the 6th degree. Regions with a negative and positive linear trend of annual precipitation in 1961-2015 were identified. A downward trend in precipitation was noted at stations located in a "strip" from the southwest (Chernivtsi) to the northeast (Sumy) through the center of Ukraine. In the south-west of this region (Vinnytsia), the decrease in precipitation is the greatest: the negative linear trend is statistically significant, the slope of the trend is -2.35, the coefficient of determination is 0.14; mean annual precipitation for 1991-2015 compared to 1961-1990 less by 10.5%, 53.4 mm. In the rest of the plain territory of the country, there was a tendency towards an increase in precipitation, but the positive trend for all stations is statistically insignificant. The absence of statistically significant linear trends (except for Vinnytsia) can be explained by the relative stability of the multi-year precipitation regime during this period. The use of a more complex approximation and a long time series of observations increased the trend approximation confidence, but the influence of these factors is not unambiguous for all weather stations.

On the graphs of polynomial trends, the cycle manifestation in the time series of annual precipitation depends on the length of the observation series and decreases from west to east of Ukraine. The duration of the cycles is 25-30 and 35-40 years when determined according to the data of

© 2020 L. V. Palamarchuk, I. P. Shedemenko. Published by Taras Shevchenko National University of Kyiv. This is an open-access article under the terms of the Creative Commons Attribution License (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/), which permits use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

1961-2015, and from 70 to 90 and 120 years according to the series of observations more than 100 years. In 2016-2025, as shown by estimates by the equations of polynomials of the 6th degree, a decrease in annual precipitation will prevail on the plain territory of Ukraine compared to 1961-2015. The largest decrease (by 10-13%) is likely in the central regions (Poltava, Dnipro). an increase (by 5%) - in the southwest (Vinnitsa, Chernivtsi).

Keywords

Annual precipitation, spatial and temporal changes, linear trend equations, 6th degree polynomial trend, cyclical fluctuations

Received: 2 October 2020 / Accepted: 30 October 2020

1. Вступ

Важливим показником сучасного стану клімату та його динаміки є атмосферні опади. Кількісні характеристики утворення та розподілу опадів дають можливість оцінювати процеси волого обміну в атмосфері та особливості режиму зволоження території. У формуванні та просторово-часовому розподілі опадів задіяний складний комплекс взаємодіючих різномасштабних атмосферних процесів: від макроциркуляційних до мікрофізичних, що власне і обумовлює складність їх вивчення, формулювання закономірностей утворення та прогнозу поширення. Дослідження структури та динаміки поля опадів потребує різноманітних та взаємодоповнюючих методів. Потужним засобом кількісних досліджень є статистична обробка результатів спостережень, яка дозволяє оцінювати основні закономірності розподілу опадів, визначати тенденції та швидкість змін цього кліматичного показника.

Дослідження процесів утворення та режиму випадання атмосферних опадів на території України має тривалу історію. Основні напрямки наукових робіт стосуються вивчення статистичних характеристик розподілу кількості опадів та їх повторюваності на основі даних спостережень метеорологічної мережі (Lipinskiy et al., 2003); вивчення механізмів опадоутворення, процесів випадіння опадів, їх мікрофізичних характеристик та оцінка локальних полів опадів у зв'язку з активними впливами на атмосферні процеси (Bujkov et al., 1990); статистичні оцінки глобальних та регіональних полів опадів та їх залежність від атмосферної циркуляції (Martazinova et al., 1998; Balabukh, 2004); чисельне моделювання та прогнозування опадоутворюючих процесів і супутніх несприятливих метеорологічних явищ (Balabukh, 2000; Pirnach, 2008). Значна кількість робіт посвячена проблемам негативної ролі посушливих явищ в агрометеорологічних процесах (Polevoy et al., 2017), впливу опадів на формування водного стоку (Gorbachova, 2016). В останні роки при визначенні закономірностей у розподілі опадів сучасного кліматичного періоду та можливих їх змін у майбутньому активно використовуються глобальні та регіональні прогностичні кліматичні моделі, представлені на координатних сітках з високою роздільною здатністю (Krakovska et al., 2017). Для верифікації результатів подібних модельних розрахунків, глибшого розуміння фізичних процесів формування поля опадів необхідні статистичні залежності, встановлені за даними прямих інструментальних спостережень за тривалі періоди.

Метою представленого дослідження є отримання статистичних характеристик річних сум опадів за рядами даних різної тривалості спостережень на метеорологічних станціях рівнинної території України, визначення основних закономірностей структури поля опадів та встановлення можливих причин його просторових та часових змін.

2. Матеріали та методи

Вихідним матеріалом для вивчення поля опадів слугували дані спостережень станцій гідрометеорологічної мережі України: 17 метеостанцій, рівномірно розміщених на рівнинній частини території країни, та прибережної станції Карадаг у Криму (рис. 1). Не розглядалися регіони Українських Карпат та Передкарпаття, зважаючи на значний вплив орографії на розподіл опадів, урахування якого потребує спеціальних методичних підходів.

Через різницю тривалості спостережень на кожній станції аналіз річних сум опадів був виконаний за два часові періоди. По-перше, за довгі часові періоди, коли довжина ряду річних сум опадів (n) була визначена даними від початку спостережень на станції до 2015 р. По-друге, розглянуто короткий період 1961–2015 рр., який є однаковим для усіх станцій. З проаналізованих часових рядів дані спостережень понад 100 років мають 8 станцій; найдовший n=178 (Луганськ), найкоротший – n=56 (Луцьк).

Усі статистичні характеристики у дослідженні обчислені за рядами річних сум опадів, узятих з метеорологічних таблиць ТМ-1 архіву Центральної геофізичної обсерваторії ім. Б. Срезневського та опублікованих у "Справочник по климату СССР" (Spravochnik, 1966–1969).

Відомо, що достовірність отриманих статистичних характеристик часових змін опадів, як і інших метеорологічних параметрів, залежить від кліматологічної однорідності вихідних хронологічних рядів (Alibegova, 1985; Bukatov et al., 2011). Кліматично однорідним вважається ряд, в якому коливання значень величини залежать лише від природних змін кліматичних умов у регіоні. Водночас, похибки та неточності, викликані способом вимірювання, зміною місцеположення метеорологічної станції та людським фактором, враховуються через

поправки. Оскільки у дослідженні використовувалися дані метеорологічних спостережень із джерел, які під час підготовки до публікації проходили обов'язковий контроль із виправленням випадкових та систематичних похибок, введенням відповідних поправок (на змочування, перевідних множників та ін.), то вони вважалися кліматично однорідними.

Статистичний аналіз і графічне оформлення результатів розрахунків у статті виконане за допомогою пакетів прикладних програм обробки даних MS Excel, StatSoft STATISTICA, Surfer, MapInfo та програмних кодів авторів.

Для узагальнення результатів спостережень метеостанцій використано стандартні формули описової статистики. Виконана перевірка відповідності річних сум опадів закону нормального розподілу (тест Колмогорова-Смирнова), що дозволило застосовувати параметричні критерії для перевірки гіпотез рівності вибіркових середніх (t – тест Стьюдента), дисперсій (F – критерій Фішера). Критичні значення критеріїв визначалися при рівні значущості α = 0,05 із таблиць, наведених у (Muller et al., 1982).

Часовий хід річних сум опадів 18 метеостанцій досліджено апроксимацією лінійним і поліноміальним 6-го ступеню рівняннями трендів. Для обчислення коефіцієнтів рівнянь регресії трендів застосовано метод найменших квадратів, що реалізований у MS Excel. Значущість побудованих рівнянь перевірено F – критерієм Фішера за допомогою статистики $F = \frac{R^2}{1-R^2} \cdot \frac{n-k-1}{k}$, де n – тривалість періоду спостережень у роках; k – число коефіцієнтів при змінній x у рівнянні тренду; R^2 – коефіцієнт детермінації лінійного тренду при k=1 (або індекс детермінації $R^2_{k=6}$ поліноміального тренду при k=6). Якщо виконувалася нерівність $F > F_{crit.} = F_{n-k-1,k;0.9}$, рівняння тренду вважалося статистично значимим на рівні значущості α=0,05.

У разі вибору виду апроксимації вихідних даних, лінійним або поліноміальним рівнянням тренду, величини R^2 і $R^2_{k=6}$ порівнювалися після попереднього перетворення $R^2_{k=6}$ за співвідношенням $R^2_R = 1 - \frac{n-1}{n-k} \cdot (1 - R^2_{k=6})$, де R^2_R – приведений індекс детермінації поліноміального рівняння тренду 6-го ступеню, який враховує кількість коефіцієнтів k у порівнюваних рівняннях (Voskobojnikov, 2008; Muller et al., 1982).

Результати розрахунків для виявлення закономірностей просторово-часових змін у полі опадів України представлені окрім таблиць у вигляді карт. При картуванні статистичні характеристики річних сум опадів метеостанцій були інтерпольовані у вузли регулярної координатної сітки методом Крайкинга (Kriging), реалізованим у вигляді базової програми в Surfer. Через недостатню кількість пунктів спостережень для території досліджень карти дають тільки загальне уявлення про поле опадів та його статистичних характеристик.

3. Результати

Поле опадів рівнинної території України досліджувалось за даними 18 метеорологічних станцій (рис. 1) за два часові періоди. В табл. 1 наведено основні статистичні характеристики річних сум опадів для кожної метеостанції за неоднакові періоди, тривалість яких залежить від дати початку архівних даних спостережень до 2015 р. (довгі ряди); в табл. 2 – за однаковий для усіх станцій період 1961-2015 рр. (короткі ряди).

Вибір методів статистичного аналізу багато в чому визначається законом розподілу кліматичного показника. Згідно з розрахунками за критерієм Колмогорова-Смирнова (див. розділ 2) можна вважати, що на рівнинної території України для обох періодів спостережень розподіли річних сум опадів відповідають нормальному закону. Для усіх станцій (табл. 1, 2) величини розрахованих KS статистик менші критичних значень $KS_{n;\alpha}$ на рівні значущості α=0,05 та довжини ряду n.

У порівнянні з нормальною кривою в розподілах річних сум опадів спостерігаються територіальні відмінності. До особливостей емпіричного розподілу річних сум опадів можна віднести правосторонню асиметрію. Така властивість розподілу показує, що частіше бувають роки, коли на станціях річна сума опадів менше їх середнього значення певного періоду досліджень.

На заході та північному заході рівнинної України асиметрія переважно помірна та мала, значення коефіцієнтів асиметрії As < 0,5. На схід та південь країни правостороння асиметричність в розподілі річних сум опадів збільшується (рис. 1а), що свідчить про зростання у цьому напрямку повторюваності більш посушливих років з річними сумами опадів нижчих за середні багаторічні для періоду. Найвищі значення коефіцієнту асиметрії для довгих рядів даних становлять As = 0,93 (Карадаг) та As = 0,76 (Дніпро). Для короткого періоду 1961-2015 рр. отримано максимальні значення As = 0,99 (Дніпро) та As = 0,96 (Умань). Стосовно періоду 1961-2015 рр. відзначимо, що зменшення довжини ряду приводить до зміни величини коефіцієнту As, проте правостороння асиметрія залишається домінуючою. Тільки для двох станцій (Чернівці, Чернігів) отримано від'ємні значення коефіцієнту та, відповідно, слабку лівосторонню асиметрію.

Інший показник форми розподілу ексцес (E) характеризує ступінь концентрації даних спостережень поблизу середньої величини. Для більшості станцій за обидва періоди коефіцієнти ексцесу додатні (табл. 1, 2), що свідчить про відносно високу повторюваність річних сум опадів близьких до їх середнього багаторічного значення $\overline{Q}$, і про більш значну гостровершинність розподілу річних сум опадів порівняно з нормальною кривою. Райони з ексцесом E > 0 охоплюють основну частину рівнинної території України: північний захід, центр

Таблиця 1. Статистичні характеристики річних сум опадів (Q) на метеостанціях рівнинної території України
Table 1. Statistical characteristics of annual precipitation (Q) at weather stations of the plain territory of Ukraine

Станція	Період, роки	n	$\overline{Q}$, мм, P=95%	Me, мм	$Q_{\min}$, мм	$Q_{\max}$, мм	σ, мм	C_V	As	E	KS	$KS_{n;a}$
Болград	1951-2015	65	498,4±25,7	499	250	730	103,8	0,21	0,00	-0,08	0,06	0,17
Вінниця	1945-2015	71	595,9±24,4	597	372	858	103,3	0,17	0,16	-0,32	0,07	0,16
Волноваха	1951-2015	65	570,9±27,3	541	327	850	110,2	0,19	0,61	0,51	0,12	0,17
Дніпро	1945-2015	71	513,2±28,7	479	247	915	121,4	0,24	0,76	1,20	0,12	0,16
Житомир	1936-2015	80	593,9±23,0	592	324	876	103,4	0,17	0,10	0,22	0,06	0,15
Карадаг	1920-2014	95	388,7±20,7	369	200	743	101,8	0,26	0,93	1,21	0,11	0,14
Київ	1856-2015	160	603,0±18,6	598	331	925	118,7	0,20	0,28	-0,05	0,04	0,11
Лубни	1893-2015	123	608,5±19,6	618	395	995	109,7	0,18	0,53	0,43	0,07	0,12
Луганськ	1838-2015	178	434,0±15,3	427	223	799	103,1	0,24	0,54	0,36	0,06	0,10
Луцьк	1960-2015	56	569,7±26,7	568	310	813	99,5	0,17	0,04	0,38	0,11	0,18
Мелітополь	1951-2015	65	468,9±24,3	462	287	741	98,2	0,21	0,72	0,77	0,09	0,17
Полтава	1885-2015	131	518,4±21,1	510	221	878	122,2	0,24	0,44	0,11	0,07	0,12
Суми	1952-2015	64	576,8±25,8	559	341	886	103,2	0,18	0,48	0,60	0,08	0,17
Умань	1886-2015	130	562,7±21,5	551	312	1011	123,7	0,22	0,61	0,59	0,08	0,12
Харків	1868-2015	148	516,8±16,4	512	318	819	100,9	0,20	0,27	-0,18	0,05	0,11
Херсон	1945-2015	71	412,2±25,4	382	186	686	107,2	0,26	0,50	0,17	0,14	0,16
Чернівці	1881-2015	135	627,5±21,7	623	297	944	127,5	0,20	0,14	-0,15	0,05	0,12
Чернігів	1883-2015	133	568,2±17,3	570	314	807	100,9	0,18	0,03	-0,19	0,04	0,12

Примітка:

- n – довжина ряду, число років в періоді спостережень,
- $\overline{Q}$, мм – середня багаторічна сума опадів і 95% довірчий інтервал середнього,
- Me, мм – медіана,
- $Q_{\min}$, мм – абсолютне мінімальне значення за період,
- $Q_{\max}$, мм – абсолютне максимальне значення за період,
- σ, мм – стандартне відхилення,
- C_V – коефіцієнт варіації,
- As – коефіцієнт асиметрії,
- E – коефіцієнт ексцесу,
- KS – статистика Колмогорова-Смирнова,
- $KS_{n;a}$ – критичне значення статистики Колмогорова-Смирнова при довжині ряду n на рівні значущості α=0,05.

Note:

- n – number of values, number of years in the observation period,
- $\overline{Q}$, mm – multi-year mean precipitation, 95% confidence interval of the mean value,
- Me, mm – median,
- $Q_{\min}$, mm – absolute minimum for period,
- $Q_{\max}$, mm – absolute maximum for period,
- σ, mm – standard deviation,
- C_V – coefficient of variation,
- As – skewness,
- E – kurtosis,
- KS – Kolmogorov-Smirnov statistics,
- $KS_{n;a}$ – critical value of Kolmogorov-Smirnov statistics, at the n number of values, at the level of significance of α=0,05.

правобережжя, південний схід лівобережжя та Крим. Подібно до $As > 0$, величина $E > 0$ річних сум опадів зростає на південний схід країни (рис. 1 a,b). Райони, де значення $E < 0$, включають станції на північному сході (Харків, Лубни) та на південному заході (Чернівці). Діапазон змін як додатних, так і від'ємних коефіцієнтів ексцесу річних сум опадів по модулю від 0,04 до 0,80 для більшості станцій. Аномально великим ексцесом в поєднанні з найбільшими значеннями коефіцієнтів асиметрії $As > 0$ виділяються станції Умань (E = 1,78) та Дніпро (E = 1,60).

Водночас в зміні коефіцієнтів варіації (C_V) рядів річних сум опадів метеостанцій достатньо чітко простежується зональність цієї характеристики за ступенем розсіювання: від середньої величини ($C_V < 0,20$) на півночі та до значної ($C_V = 0,26$, Карадаг) на півдні (рис. 1 c). Величини коефіцієнтів варіації отримано в межах 0,17–0,26 для довгих рядів та 0,16-0,26 для коротких. Отже, відповідно до прийнятої в статистиці умови однорідності ($C_V \le 0,33$) витікає, що ряди річних сум опадів 18 метеостанцій за обидва періоди однорідні, і середні, які обчислені за однорідними наборами даних, достовірно

Таблиця 2. Статистичні характеристики річних сум опадів (Q) на метеостанціях рівнинної території України за 1961-2015 рр.
Table 2. Statistical characteristics of annual precipitation (Q) at weather stations in the plain territory of Ukraine for 1961-2015

Станція	h, м	$\overline{Q}$, мм, P=95%	Me, мм	Q_{min}		Q_{max}		σ, мм	C_V	As	E	KS
				мм	рік	мм	рік					
Болград	80	514,7±26,7	519	299	1982	730	1972	98,9	0,19	0,05	-0,24	0,06
Вінниця	295	606,8±27,4	609	372	2015	858	1980	101,4	0,17	0,14	-0,04	0,09
Волноваха	266	585,7±27,8	560	373	1984	850	1997	102,8	0,18	0,86	0,70	0,14
Дніпро	141	535,1±30,3	514	340	1968	915	2004	112,2	0,21	0,99	1,60	0,13
Житомир	219	610,7±28,1	604	324	1963	876	1970	104,1	0,17	0,06	0,30	0,08
Карадаг	42	413,5±29,3	406	246	1986	743	1991	107,3	0,26	0,75	0,75	0,08
Київ	166	637,6±27,2	629	396	1975	905	1970	100,5	0,16	0,25	0,57	0,09
Лубни	156	622,9±29,7	619	439	1975	890	1980	109,7	0,18	0,37	-0,55	0,08
Луганськ	59	489,5±28,0	485	303	1994	799	1992	103,4	0,21	0,64	0,64	0,11
Луцьк	233	569,3±27,1	567	310	1961	813	2012	100,4	0,18	0,05	0,33	0,10
Мелітополь	33	476,2±27,0	467	307	1990	741	2004	99,8	0,21	0,74	0,70	0,10
Полтава	160	572,7±31,6	550	345	1975	878	1988	116,7	0,20	0,48	-0,22	0,09
Суми	180	585,5±26,9	577	393	1975	886	1973	99,3	0,17	0,70	0,73	0,09
Умань	214	618,0±30,7	597	416	2007	1011	1966	113,7	0,18	0,96	1,78	0,10
Харків	154	523,1±24,5	524	338	1984	692	1977	90,7	0,17	0,04	-0,80	0,08
Херсон	47	437,9±26,9	430	283	1989	686	2010	99,6	0,23	0,69	0,09	0,15
Чернівці	242	647,0±37,0	630	375	2015	905	1991	136,8	0,21	-0,06	-0,79	0,08
Чернігів	113	594,5±27,6	602	337	1972	794	1970	102,2	0,17	-0,03	-0,43	0,06

Примітка: h, м – абсолютна висота метеостанції; критичне значення $KS_{n;\alpha}$ = 0,18 при n = 55, α = 0,05.
Note: h, m – the absolute altitude of the weather station; critical value $KS_{n;\alpha}$ = 0,18 at n = 55, α = 0,05.

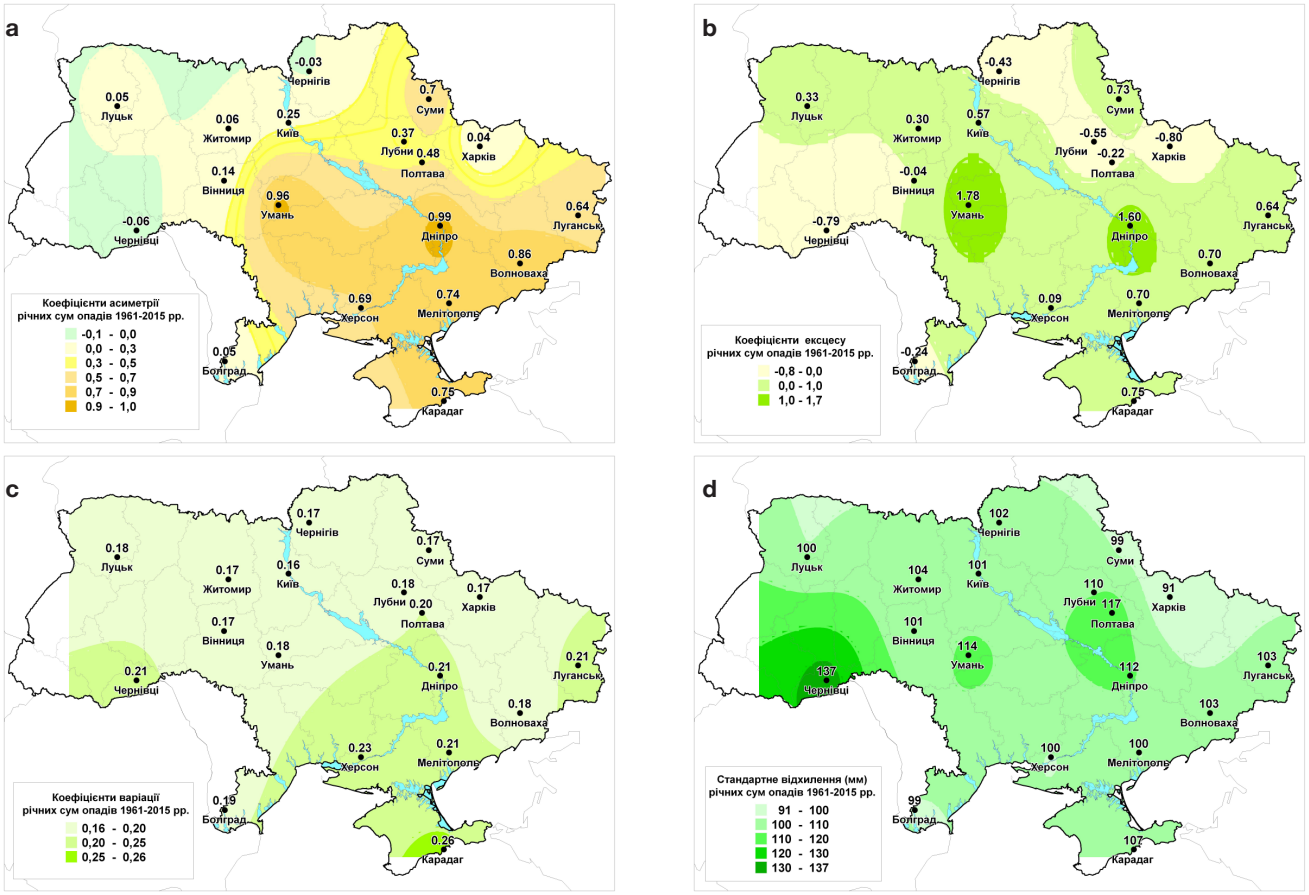

Рис. 1. Коефіцієнти асиметрії (a), ексцесу (b), варіації (c) та стандартне відхилення, мм (d) річних сум опадів на метеостанціях рівнинної території України у період 1961-2015 рр.
Fig. 1. Coefficients of skewness (a), kurtosis (b), variation (c) and standard deviation, mm (d) of annual precipitations at weather stations in the plain territory of Ukraine in the period 1961-2015.

характеризують кількість опадів на кожній станції. Крім того, однорідність рядів річних опадів є показником стійкості процесів їх формування.

Для оцінки просторової однорідності поля опадів рівнинної території України у період 1961-2015 рр. виконувалося по парне порівняння дисперсій σ^2 річних сум опадів 18 метеостанцій. Використовувався двосторонній *F*-критерій при $n_1 = n_2 = 55$ і $\alpha = 0{,}05$, $F_{crit.} = 1{,}714$. Аналіз показав, що тільки для Чернівців є статистично значущі відмінності величини σ^2 при порівнянні з дисперсіями більшості досліджуваних станцій (за винятком станцій Полтава, Дніпро, Лубни, Умань, Карадаг). Для всіх інших пар станцій виконується умова $F = (\sigma_1/\sigma_2) < F_{crit.}$ і тому дисперсії річних сум опадів належать до однієї генеральної сукупності. Отже, поле опадів рівнинної території України у 1961–2015 рр. в цілому є однорідним, і тільки для передгірного південного заходу країни (Чернівці) характерна значуща відмінність в режимі випадання опадів.

Якщо кількість річних опадів на рівнинній території України зменшується з північного заходу на південь та південний схід від 650 мм до 400 мм, то величина їх стандартного відхилення σ має інші закономірності просторових відмінностей (рис. 1d). На північному сході значення найменші – σ = 91 мм (Харків); на південному заході значення найбільші – σ = 137 мм (Чернівці). Окремі осередки підвищення величини стандартного відхилення спостерігаються в Полтаві, Умані та Дніпрі.

Результати дослідження підтвердили, що для коректних порівнянь та висновків важливо використовувати статистичні характеристики кліматичних показників за один і той же період спостережень, і який завжди неодмінно вказувати. Питання оптимальної тривалості періоду усереднювання для отримання максимально точних і стійких кліматичних показників певний час були предметом наукової дискусії (Drozdov et al., 1989; Kobysheva et al., 1990). Автори пропонували різні підходи до вибору тривалості періодів, які, на їх думку, залежали від мети дослідження та особливостей просторово-часових змін кліматичного показника; розглядався вплив на оцінки середніх багаторічних циклічних коливань атмосферних опадів та зв'язності в рядах даних спостережень. На сьогодні стандартом у виборі тривалості періоду осереднення є методичні рекомендації Всесвітньої Метеорологічної Організації згідно з якими період визначення норм кліматичних показників та інших статистичних характеристик складає 30 років зі змінною датою початку періоду.

Часовий хід річних сум опадів. Потреба визначення часових та просторових змін умов зволоження території України виникає при вирішенні багатьох наукових і практичних задач. Щоб дослідити багаторічні коливання річних сум опадів 18 метеостанцій, застосовано метод апроксимації часових рядів рівняннями лінійного та поліноміального трендів (див. розділ 2). Для аналізу часових рядів сум опадів розглянуто ті самі періоди, що і для розрахунків характеристик описової статистики (табл. 1 і 2).

Рівняння лінійних трендів для кожної з станції за обидва періоди представлені в табл. 3, рівняння поліноміальних трендів 6-го ступеню наведені тільки для декількох станцій та періодів на рис. 2. На графіках лінія лінійного тренду відтворює стійку тенденцію зміни часового ряду річних опадів протягом періоду під впливом довготривалих чинників. Лінія поліноміального тренду 6-го ступеню показує циклічну компоненту часового ряду опадів, чергування періодів їх збільшення та зменшення. Спільний вплив цих чинників формує часовий хід річних опадів на кожній метеостанції.

Дані табл. 3 дають можливість проаналізувати як вибір виду тренду та довжина ряду вихідних даних впливають на достовірність апроксимації часового ходу річних сум опадів. Для порівняння, за даними короткого періоду 1961–2015 рр. тільки для однієї станції отримано статистично значуще рівняння лінійного тренду (Вінниця, коефіцієнт детермінації R^2_R = 0,137) і для однієї станції статистично значуще рівняння поліноміального тренду (Луцьк, приведений індекс детермінації R^2_R = 0,272). Тобто для цих станцій по тесту Фішера виконується співвідношення статистик $F > F_{crit.}$ при α = 0,05 (див. розділ 2). У випадку використання довгих рядів спостережень обидва види трендів є статистично значущими для 8 станцій з 18 досліджуваних. Максимальне значення достовірності лінійних трендів R^2 = 0,168 (Дніпро) та поліноміальних 6-го ступеню R^2_R = 0,235 (Луганськ). Приміром, для Луганська (рис. 2 a, b) за даними довгого періоду 1838–2015 рр. показники достовірності обох рівнянь трендів статистично значущі (R^2 = 0,134 і R^2_R = 0,235) та є статистично незначущими (R^2 = 0,004 і R^2_R = 0,012) за даними короткого періоду 1961–2015 рр.

Водночас не завжди для довгого ряду спостережень величина достовірності лінійного та поліноміального рівнянь трендів вище. Є випадки (Чернівці, Харків) зменшення для довгих рядів як величини R^2, так і R^2_R, або покращення показника одного тільки виду апроксимації. Зокрема для Вінниці, коефіцієнт детермінації за даними короткого ряду спостережень 1961-2015 рр. є статистично значущим (R^2 = 0,137) і незначущим (R^2 = 0,003) за довгий період 1945-2015 рр. Близькість значень R^2 = 0,137 і R^2_R = 0,136 для Вінниці за даними 1961-2015 рр. може означати, що немає виявленого циклу в цей період, і що застосування поліноміальної апроксимації недоцільне.

Доцільність застосування складнішого поліноміального 6-го ступеню рівняння замість простого лінійного рівняння тренду видно по довгих рядах спостережень. Величина достовірності поліноміального рівняння тренду вище лінійного ($R^2_R > R^2$) для 13 станцій з 18 досліджуваних,

Таблиця 3. Рівняння лінійного тренду, статистична значущість лінійних та поліноміальних 6-го ступеню рівнянь трендів річних сум опадів на метеостанціях рівнинної території України у періоди різної тривалості
Table 3. Linear trend equations; statistical significance of linear and polynomial 6th degree equations of trends of annual precipitation at weather stations of the plain territory of Ukraine for periods of different duration

Станція	Період, роки	n	Лінійний тренд				Поліноміальний тренд			
			Рівняння	R^2	F	$F_{crit.}$	$R^2_{k=6}$	F	$F_{crit.}$	R^2_R
Болград	1951-2015	65	*y*=1,24*x*+456	0,051	3,37	3,99	0,186	2,21	2,26	0,117
	1961-2015	55	*y*=-0,14*x*+519	0,001	0,03	4,02	0,045	0,38	2,29	0,000
Вінниця	1945-2015	71	*y*=-0,26*x*+605	0,003	0,18	3,98	0,235*	3,28	2,24	0,176*
	1961-2015	55	*y*=-2,35*x*+672	0,137*	8,43	4,02	0,216	2,20	2,29	0,136
Волноваха	1951-2015	65	*y*=1,42*x*+523	0,059	3,96	3,99	0,142	1,60	2,26	0,069
	1961-2015	55	*y*=0,34*x*+576	0,003	0,15	4,02	0,018	0,14	2,29	0,000
Дніпро	1945-2015	71	*y*=2,41*x*+426	0,168*	13,94	3,98	0,209*	2,83	2,24	0,149
	1961-2015	55	*y*=1,83*x*+484	0,069	3,90	4,02	0,127	1,17	2,29	0,038
Житомир	1936-2015	80	*y*=1,04*x*+551	0,054*	4,49	3,96	0,130	1,82	2,23	0,071
	1961-2015	55	*y*=0,43*x*+599	0,004	0,23	4,02	0,023	0,19	2,29	0,000
Карадаг	1920-2014	95	*y*=0,98*x*+341	0,071*	7,11	3,94	0,104	1,70	2,20	0,053
	1961-2014	54	*y*=0,47*x*+401	0,005	0,25	4,03	0,056	0,46	2,30	0,000
Київ	1856-2015	160	*y*=0,71*x*+545	0,077*	13,22	3,90	0,139*	4,12	2,16	0,111*
	1961-2015	55	*y*=-1,03*x*+667	0,027	1,45	4,02	0,171	1,65	2,29	0,086
Лубни	1893-2015	123	*y*=0,12*x*+601	0,001	0,17	3,92	0,078	1,64	2,18	0,039
	1961-2015	55	*y*=-0,23*x*+630	0,001	0,06	4,02	0,178	1,74	2,29	0,095
Луганськ	1838-2015	178	*y*=0,73*x*+366	0,134*	27,28	3,89	0,257*	9,86	2,15	0,235*
	1961-2015	55	*y*=0,41*x*+478	0,004	0,22	4,02	0,103	0,92	2,29	0,012
Луцьк	1960-2015	56	*y*=1,17*x*+536	0,037	2,06	4,02	0,286*	3,27	2,29	0,214*
	1961-2015	55	*y*=1,28*x*+532	0,042	2,31	4,02	0,339*	4,11	2,29	0,272*
Мелітополь	1951-2015	65	*y*=0,66*x*+446	0,016	1,02	3,99	0,070	0,73	2,26	0,000
	1961-2015	55	*y*=0,08*x*+474	$2\cdot10^{-4}$	0,01	4,02	0,015	0,12	2,29	0,000
Полтава	1885-2015	131	*y*=1,16*x*+442	0,129*	19,16	3,91	0,178*	4,48	2,17	0,145*
	1961-2015	55	*y*=1,23*x*+537	0,028	1,55	4,02	0,102	0,91	2,29	0,011
Суми	1952-2015	64	*y*=0,28*x*+567	0,003	0,16	4,00	0,160	1,81	2,26	0,088
	1961-2015	55	*y*=-0,69*x*+606	0,013	0,67	4,02	0,134	1,23	2,29	0,045
Умань	1886-2015	130	*y*=1,19*x*+483	0,132*	19,38	3,92	0,184*	4,62	2,17	0,151*
	1961-2015	55	*y*=-1,25*x*+654	0,031	1,70	4,02	0,102	0,90	2,29	0,010
Харків	1868-2015	148	*y*=-0,06*x*+521	0,001	0,09	3,91	0,026	0,62	2,16	0,000
	1961-2015	55	*y*=0,154*x*+519	0,001	0,04	4,02	0,063	0,54	2,29	0,000
Херсон	1945-2015	71	*y*=1,98*x*+341	0,145*	11,74	3,98	0,274*	4,03	2,24	0,218*
	1961-2015	55	*y*=0,42*x*+426	0,005	0,24	4,02	0,093	0,82	2,29	0,001
Чернівці	1881-2015	135	*y*=0,12*x*+619	0,001	0,17	3,91	0,055	1,24	2,17	0,018
	1961-2015	55	*y*=-2,16*x*+710	0,064	3,63	4,02	0,219	2,24	2,29	0,139
Чернігів	1883-2015	133	*y*=0,40*x*+540	0,024	3,18	3,91	0,060	1,34	2,17	0,023
	1961-2015	55	*y*=-0,01*x*+595	$2\cdot10^{-6}$	$1\cdot10^{-4}$	4,02	0,106	0,95	2,29	0,015

Примітка: n - тривалість періоду у роках; R^2 - коефіцієнт детермінації; $R^2_{k=6}$, R^2_R - індекс детермінації та приведений індекс детермінації поліноміального рівняння тренду 6-го ступеню; F - тест Фішера та його критичне значення $F_{crit.}$ з n та k=1 (або k=6) ступенями свободи на рівні значущості α = 0,05; * - рівняння тренду статистично значуще, якщо $F > F_{crit.}$.
Note: n - duration of the period in years; R^2 - coefficient of determination; $R^2_{k=6}$, R^2_R - the index of determination and the reduced index of determination of the polynomial trend equation of the 6th degree; F - Fisher's test and its critical value $F_{crit.}$ with n and k=1 (or k=6) degrees of freedom at a significance level of α = 0.05; * - the trend equation is statistically significant if $F > F_{crit.}$.

притому для станцій Вінниця, Київ, Луганськ, Луцьк, Полтава, Умань, Херсон рівняння поліноміальних трендів статистично значущі. Навіть якщо відмінність величин R^2 і R^2_R може бути незначною, лінія поліноміального тренду дозволяє визначити по фазі циклу напрям зміни річних сум опадів в найближчі роки – зростання або їх зменшення. Водночас для 5 станцій (Дніпро, Карадаг, Мелітополь, Харків,

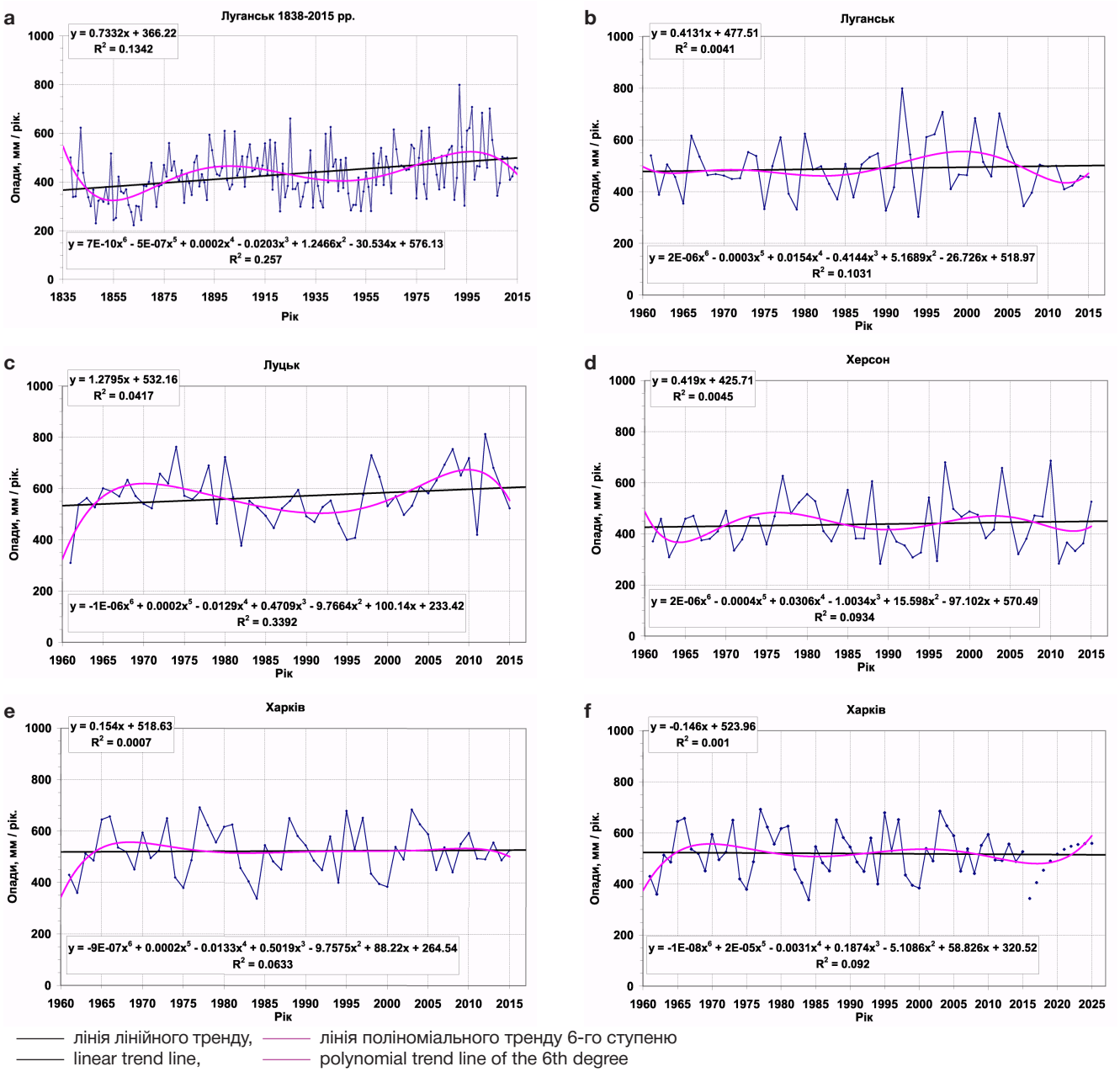

Рис. 2. Апроксимація багаторічних коливань річних сум опадів лінійним і поліноміальним 6-го ступеню трендами: у 1838-2015 рр. на станції Луганськ (a); у 1961-2015 рр. на станціях Луганськ (b), Луцьк (c), Херсон (d), Харків (e); у 1961-2025 рр. на станції Харків (f).
Fig. 2. Approximation of multi-year fluctuations of annual precipitation by linear and polynomial 6th degree trends: in 1838-2015 at the station Lugansk (a); in 1961-2015 at the stations Lugansk (b), Lutsk (c), Kherson (d), Kharkiv (e); in 1961-2025 at the station Kharkiv (f).

Чернігів) розрахунки за довгими рядами показали, що немає необхідності застосовувати поліноміальну апроксимацію.

Отже, аналіз залежності достовірності апроксимації часового ходу річних опадів від виду тренду (лінійного або поліноміального 6-го ступеню) і довжини ряду вихідних даних показав неоднозначність такого впливу для різних метеостанцій. Проте в більшості випадків застосування складнішої апроксимації та довгого ряду спостережень збільшувало величину показника достовірності.

Лінійний тренд річних сум опадів. Регіональні відмінності у багаторічних коливаннях річних сум опадів на рівнинній території України досліджено через значення кутових коефіцієнтів *A* при змінній рівнянь лінійного тренду 18 метеостанцій (табл. 3). Розглянуто період 1961–2015 рр.

На рис. 3 а видно, що станції з від'ємним лінійним трендом утворюють єдиний регіон, який простежується витягнутою смугою з південного заходу на північний схід через центр території країни. Тенденція до зниження річних сум опадів найбільш чітко проявлена на південному заході цього регіону: Вінниця (*A* = -2,35), Чернівці (*A* = -2,16), Умань (*A* = -1,25). Така особливість в зміні поля опадів узгоджуються з результатами дослідження динаміки приземного поля тиску на Україні (Zabolotska et al., 2019). Найбільші прирости значень атмосферного тиску й високу повторюваність антициклональних

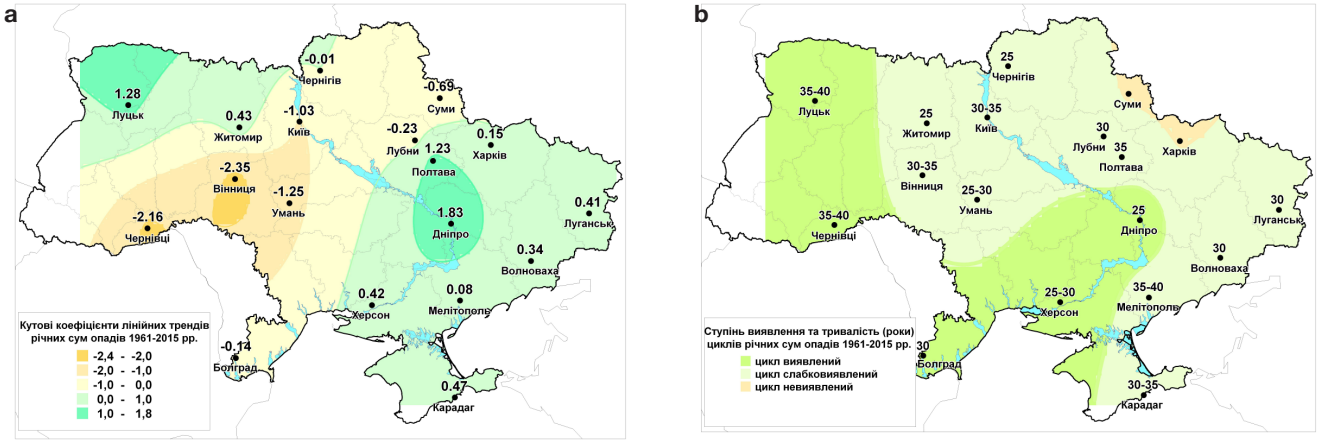

Рис. 3. Кутові коефіцієнти рівнянь лінійних трендів річних сум опадів на метеостанціях рівнинної території України (a); регіони з різним ступенем виявлення циклів і тривалість (роки) циклів річних сум опадів у період 1961-2015 рр. (b).
Fig. 3. Slope coefficients of equations of linear trends of annual precipitation at weather stations in the plain territory of Ukraine (a); regions with varying degrees the cycle manifestation, duration (years) of cycles of annual precipitation amounts in the period 1961-2015 (b).

баричних утворень, що очевидно не сприяло процесам випадання опадів, в останні десятиріччя отримано саме для південно-західних (Поділля) та центральних регіонів країни.

На північний захід і південний схід від центрального регіону зі зменшенням річних сум опадів спостерігалася тенденція до їх збільшення, проте всі додатні лінійні тренди багаторічних коливань річних сум опадів періоду 1961-2015 рр. статистично незначущі. Максимальні значення кутових коефіцієнтів отримано для станцій Дніпро (*A* = 1,83), Полтава (*A* = 1,23) та на північному заході для станції Луцьк (*A* = 1,28).

Представляє інтерес кількісна оцінка зміни річної суми опадів у виділених регіонах із від'ємним та додатнім лінійним трендом. Для цього період 1961–2015 рр. розділено на дві приблизно рівні частини: 1961–1990 рр. і 1991–2015 рр. (табл. 4). Середні багаторічні $\overline{Q}$ і дисперсії σ^2 річних сум опадів у першу та другу частину періоду 1961–2015 рр. кожної станції порівнювалися на приналежність їх до однієї й тієї ж генеральної сукупності за *t*- критерієм Стьюдента та *F* - критерієм Фішера відповідно (див. розділ 2).

Розрахунки показали, що тільки для Вінниці відмінність $\overline{Q_1}$ і $\overline{Q_2}$ є статистично значуща. Величина зменшення середньої багаторічної річної суми опадів другої частини періоду 1961–2015 рр. в порівнянні з першою $\triangle\overline{Q}$ дорівнює 10,0% (63,5 мм). Також раніше тільки для цієї станції у період 1961–2015 рр. була визначена статистична значущість рівняння лінійного тренду. Збільшення річних сум опадів на 10,5% (53,4 мм) у другій половині періоду відмічається у Дніпрі. Це найвище значення зростання кількості опадів серед досліджуваних станцій, проте статистично незначуще. В цілому результати табл. 4 узгоджуються з даними наведеними на рис. 3 а. Зменшення річних сум опадів ($\triangle\overline{Q} < 0$) у другій частині періоду 1961–2015 рр. отримано для станцій, що знаходяться у межах територій з від'ємним кутовим коефіцієнтом рівнянь лінійного тренду ($A < 0$). Виключенням є Херсон і Харків, для яких $\triangle\overline{Q} < 0$ при значеннях коефіцієнтів $A > 0$ (табл. 3).

Таким чином, для більшості станцій рівнинної території України розбіжності між середніми річними сумами опадів у періоди 1961–1990 рр. і 1991–2015 рр. незначущі, а часові ряди річних сум опадів всього періоду 1961–2015 рр. можна вважати однорідними з багаторічним коливанням значень у межах кліматичної норми 1961–1990 рр.

Показником стійкості процесів опадоутворення є також результати порівняння дисперсій річних сум опадів σ_1^2 і σ_2^2 двох частин періоду 1961–2015 рр. (табл. 4). Значущі відмінності одержані тільки для Сум і Чернігова, двох станцій на півночі країни.

Поліноміальний тренд 6-го ступеню річних сум опадів. Криві щорічних значень річних сум опадів (рис. 2) показують значні міжрічні коливання сум опадів. Зміна знаку відхилення опадів відносно норми відбувається переважно кожні 2-3 роки, для окремих станцій ця величина становить 3-4 роки. Лінії поліноміальних трендів показали циклічний (хвильовий) характер змін річних сум опадів у часі. Умовно такі хвилі у часовому ході опадів можна представити як чергування відносно вологих та посушливих періодів, що формуються у регіоні. Тривалість та ступінь виявлення циклів залежать від довжини рядів даних спостережень. Крім того, існують регіональні відмінності в межах одного і того ж періоду, що свідчить про залежність циклічності опадоутворення у регіоні від типу та інтенсивності синоптичних процесів.

Розгляд ліній поліноміальних трендів станцій з періодом спостережень більше 100 років (8 станцій) дозволив виявити, що на заході (Чернівці) та півночі (Чернігів) тривалість циклів склала близько 70 років, у центральному регіоні (Полтава) – до 80-85 років, на сході (Луганськ, рис. 2а) – 85-90 років та Харків – 120 років. Проте у більшості випадків амплітуди кривих циклів невеликі. Порівняння результатів для різних станцій ускладнене через різну довжину рядів даних.

Таблиця 4. Порівняння середньорічних сум опадів ($\overline{Q}$) першої та другої частин періоду 1961-2015 рр.
Table 4. Comparison of the mean annual precipitation ($\overline{Q}$) of the first and second parts of the period 1961-2015

Станція	1961-1990 рр.		1991-2015 рр.		$\Delta\overline{Q}$		*t*-критерій	*F*-критерій
	$\overline{Q}_1$, мм	σ_1, мм	$\overline{Q}_2$, мм	σ_2, мм	мм	%		
Болград	510,6	102,7	519,7	95,9	9,1	1,8	-0,34	1,15
Вінниця	635,7	102,5	572,2	90,3	-63,5	-10,0	2,41*	1,29
Волноваха	575,4	104,5	598,1	101,5	22,7	4,0	-0,81	1,06
Дніпро	510,8	105,2	564,2	115,5	53,4	10,5	-1,79	1,21
Житомир	606,9	113,9	615,2	93,0	8,2	1,4	-0,29	1,50
Карадаг	401,7	108,2	428,2	106,6	26,5	6,6	-0,90	1,03
Київ	647,4	113,8	625,9	82,6	-21,5	-3,3	0,79	1,90
Лубни	624,9	127,8	620,5	85,6	-4,5	-0,7	0,15	2,22
Луганськ	471,7	84,4	510,8	120,7	39,1	8,3	-1,41	2,04
Луцьк	557,6	91,3	583,3	110,6	25,7	4,6	-0,94	1,47
Мелітополь	473,4	91,4	479,5	110,7	6,1	1,3	-0,22	1,47
Полтава	567,6	129,1	578,9	102,1	11,3	2,0	-0,35	1,60
Суми	603,7	119,8	563,6	62,7	-40,1	-6,6	1,59	3,66*
Умань	633,6	130,8	599,3	88,1	-34,2	-5,4	1,15	2,21
Харків	524,0	96,3	522,0	85,4	-1,9	-0,4	0,08	1,27
Херсон	438,4	85,0	437,2	116,5	-1,3	-0,3	0,05	1,88
Чернівці	661,2	139,3	630,1	134,6	-31,1	-4,7	0,84	1,07
Чернігів	595,8	122,2	593,0	73,9	-2,7	-0,5	0,10	2,73*

Примітка: * – статистично значуща відмінність $\overline{Q}_1$ і $\overline{Q}_2$ ($|t| > t_{crit.} = 2{,}01$) та σ_1^2 і σ_2^2 ($F > F_{crit.} = 2{,}22$) двох частин періоду при $\alpha = 0{,}05$.
Note: * – statistically significant differences $\overline{Q}_1$ and $\overline{Q}_2$ ($|t| > t_{crit.} = 2.01$), σ_1^2 and σ_2^2 ($F > F_{crit.} = 2.22$) two parts of the period at $\alpha = 0.05$.

Подібний аналіз ліній поліноміальних трендів 1961–2015 рр. показав три регіони з різним ступенем виявлення циклів та їх тривалості (рис. 3 b). Поліноміальна крива першої групи (5 станцій) має чітко виражену циклічну структуру, утворену чергуванням періодів зростання кількості опадів та їх зменшення. На заході країни подібний часовий хід опадів є характерним для станцій Луцьк (рис. 2 c) і Чернівці, з тривалістю циклів близько 35-40 років; на південному заході та у центрі – для станцій Болград, Херсон (рис. 2 d) і Дніпро, з тривалістю періодів 25-30 років. Другу найбільшу групу складають 11 станцій, розташованих у центрі, на півночі та південному сході України. На цих станціях цикли часового ходу опадів виражені слабко, асиметричні, амплітуди коливань незначні (рис. 2 b, Луганськ); встановлена тривалість періодів від 25 до 30-35 років. Виокремлюються станції Суми та Харків (рис. 3 e), де циклічність у часовому ході опадів за розглянутий період практично не виявляється.

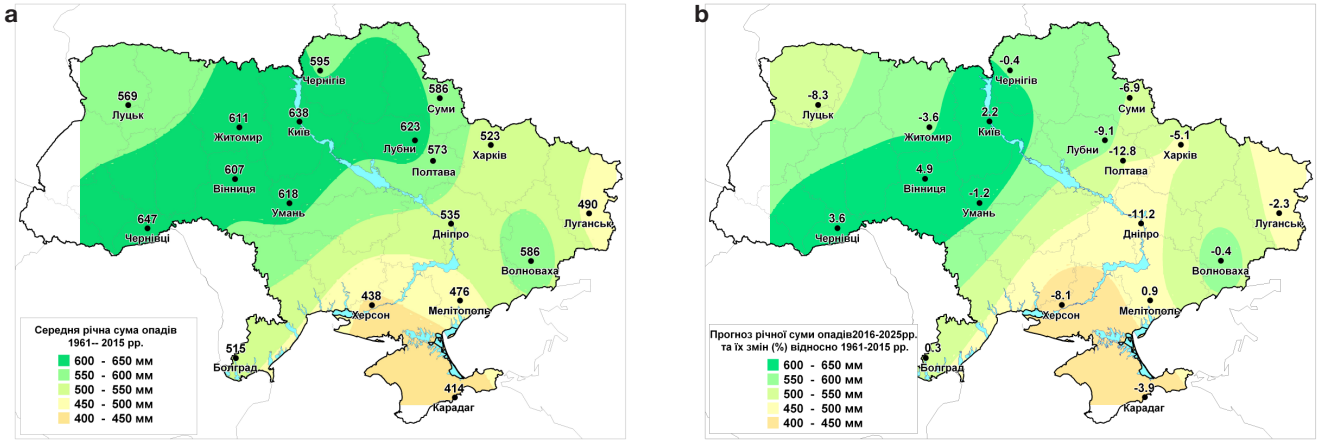

Рис. 4. Середня річна сума опадів у період 1961-2015 рр.(a), прогностичні середня річна сума опадів у період 2016-2025 рр. та величина зміни (%) річної суми опадів відносно періоду 1961-2015 рр.(b) на метеостанціях рівнинної території України.
Fig. 4. Mean annual precipitation in the period 1961-2015 (a), prognostic mean annual precipitation in the period 2016-2025 and the amount of change (%) in annual precipitation relative to the period 1961-2015 (b) at the weather stations of the plain territory of Ukraine.

Очевидно, що представлена у роботі структура часового ходу опадів та його просторові особливості не можуть залишатися незмінними тривалий час. Дослідження макроциркуляційних процесів (Martazinova et al., 1998) показують, що відбувається зміна їх інтенсивності, локалізації та спрямованості, а значить, і впливу на регіональні синоптичні процеси, в тому числі і на процеси опадоутворення в Україні.

За рівняннями поліноміальних трендів 6-го ступеню та з урахуванням тривалості й фази циклів у 2015 р. розраховано ймовірні суми річних опадів у 2016–2025 рр. Для прикладу на рис. 2 f наведено прогностичну криву річних сум опадів до 2025 р. для станції Харків. Ймовірне поле річних опадів у 2016–2025 рр. представлено на рис. 4 b, де цифрами показана величину зміни (%) середніх річних сум опадів у 2016–2025 рр. порівняно з їх кількістю у 1961–2015 рр. Для порівняння на рис. 4 a наведено також поле річних опадів у період 1961–2015 рр.

Аналіз рис. 4 показує, що у 2016–2025 рр. на більшої частині території рівнинної України переважатиме зменшення річної суми опадів порівняно з періодом 1961–2015 рр. Найбільше зменшення опадів ймовірне у Полтаві (-12,8%) і Дніпрі (-11,8%). Регіон збільшення річних сум опадів охоплює невелику територію, що вузькою смугою простяглася від Києва (2,2%) до Вінниці (4,9%), Чернівців (3,6%) і Болграду (0,3%). Достовірність оцінок майбутнього стану поля опадів визначається не тільки встановленими статистичними закономірностями, а залежатиме і від можливих змін атмосферної циркуляції як визначального чинника процесів опадоутворення.

4. Висновки

1. Річні суми опадів на станціях рівнинної території України можна вважати розподіленими за нормальним законом. Особливістю розподілу є переважно додатні значення коефіцієнтів асиметрії та ексцесу.

2. Діапазон зміни коефіцієнтів варіації річних сум опадів від 0,16 до 0,26 відповідає прийнятій в статистиці умові однорідності рядів даних. Тому середні багаторічні значення річних сум опадів, обчислені по однорідних наборах даних, є достовірною характеристикою кількості опадів на кожній станції.

3. Встановлено просторові закономірності зміни статистичних характеристик річних сум опадів на території рівнинної України у період 1961–2015 рр. Градієнт зменшення середніх багаторічних річних сум опадів (від 650 до 400 мм) спрямований з північного заходу на південь та південний схід країни. Величина додатних коефіцієнтів асиметрії та ексцесу в розподілі річних сум опадів, навпаки, у такому напрямку збільшується. Максимальні значення коефіцієнтів варіації також одержано для півдня та південного сходу. Стандартне відхилення річних сум опадів має інші просторові відмінності. При діапазоні змін від 91 до 137 мм, більші значення стандартного відхилення були характерні для південно-західного та центрального регіонів країни.

4. Багаторічні коливання річних сум опадів апроксимовані рівняннями лінійного та поліноміального трендів, виявлено й оцінено тенденції та регіональні особливості їх часового ходу. У період 1961–2015 рр. визначено регіони з від'ємним та додатним лінійним трендом річних сум опадів. При порівнянні першої (1961–1990 рр.) і другої (1991–2015 рр.) частин цього періоду статистично значуще зменшення середніх річних сум опадів отримано на південному заході для Вінниці (на 10,0%, 63,5 мм); найбільше збільшення, втім незначуще, у центральному регіоні для станції Дніпро (на 10,5%, 53,4 мм). З 2016 р. до 2025 р., згідно з оцінками за рівняннями поліномів 6-го ступеню, на рівнинної території України переважатимуть тенденції до зменшення річних сум опадів. У порівнянні з періодом 1961–2015 рр. найбільше зменшення (на 10-13%) очікується у центральному районі (Полтава та Дніпро). Площа регіонів з додатною тенденцією менша, зростання (на 5%) річних сум опадів отримано для станцій на південному заході (Вінниця та Чернівці). Тобто, у наступному десятиріччі ймовірна зміна в розташуванні регіонів із підвищенням та зменшенням кількості опадів.

5. Відсутність значущих лінійних трендів річних сум опадів на більшій частині рівнинної території України у 1961–2015 рр. можна пояснити відносною стійкістю процесів опадоутворення, які формували поле опадів у цей період. Свідченням стійкості багаторічного режиму опадів є також те, що у часовому ході багатьох станцій відсутні помітні тенденції до зростання або падіння, криві поліноміальних трендів з малою амплітудою, відмінності між середніми та дисперсіями періоду 1991–2015 рр. і періоду розрахунку кліматичної норми 1961–1990 рр. статистично незначущі.

6. У роботі показано, що зміна тривалості спостережень і часових меж досліджуваних періодів впливають на величину статистичних характеристик атмосферних опадів, оцінок їх часового ходу, і цей вплив для кожної метеостанції є неоднозначним. Для коректних висновків важливо завжди вказувати період спостережень і порівнювати характеристики річних сум опадів, що отримані за однаковий часовий інтервал.

ORCID iD

Liudmyla Palamarchuk https://orcid.org/0000-0001-9906-8870
Iryna Shedemenko https://orcid.org/0000-0003-4075-8513

Список посилань

Alibegova, Zh.D. (1985). *Prostranstvenno-vremennaya struktura polej zhidkikh osadkov* [*Spatiotemporal structure of liquid precipitation fields*]. L.: Gidrometeoizdat [Алибегова, Ж.Д. (1985). *Пространственно-временная структура полей жидких осадков*. Л.: Гидрометеоиздат].

Balabukh, V.O. (2000). Otsinka opadonebezpechnosti na terytorii Ukrainy [Precipitation risk assessment on the territory of Ukraine]. *Proc. of UkrSRGMI*, 248, 77-84. [Балабух, В.О. (2000). Оцінка опадонебезпечності на території України. *Наук. праці УкрНДГМІ*, 248, 77-84].

Balabukh, V. (2004). Traiektorii tsykloniv, shcho zumovliuiut nebezpechnu i stykhiinu kilkist opadiv v Ukraini u teplyi period roku [Trajectories of cyclones, which determine the dangerous amount of precipitation in Ukraine during the warm period of the year]. *Proc. of UkrSRGMI*, 253, 37-49. [Балабух, В. (2004). Траєкторії циклонів, що зумовлюють небезпечну і стихійну кількість опадів в Україні у теплий період року. *Наук. праці УкрНДГМІ*, 253, 37-49].

Bujkov, M., Bodnarchuk, Yu., Vojt, F., Kornienko, E., Kuz'menko, A., Osokina, I., Smorodinceva, L., Furman, A., Khusid, S., Shedemenko, I. (1990). Ocenka rezul'tatov ehksperimentov UkrNII Goskomgidrometa SSSR po iskusstvennomu uvelicheniyu osadkov [Evaluation of the results of experiments Ukr. Sci. Res. Inst. State Committee of hydrometeorology of the USSR for the precipitation enhancement]. Proc. of the All-Union conference "*Active influences on hydrometeorological processes*", Kiev, November 17-21, 1987. L.: Gidrometeoizdat, 220-227. [Буйков, М.В., Боднарчук, Ю.В., Войт, Ф.Я., Корниенко, Е.Е., Кузьменко, А.Г., Осокина, И.А., Смородинцева, Л.И., Фурман, А.И., Хусид, С.В., Шедеменко, И.П. (1990). Оценка результатов экспериментов УкрНИИ Госкомгидромета СССР по искусственному увеличению осадков. Труды Всесоюз. конф. "*Активные воздействия на гидрометеорологические процессы*", Киев, 17–21 ноября 1987 г. Л.: Гидрометеоиздат, 220-227].

Bukatov, A.E, Pavlenko, E.A. (2011). Ocenka vliyaniya narushenij odnorodnosti ryadov klimaticheskikh dannykh na opredelenie kharakteristik izmenchivosti atmosfernykh osadkov v regione Azovskogo moray [Estimation of the impact of climatic data series inhomogeneity on determination of the atmospheric precipitation variability in the Sea of Azov region]. *Ecological safety of coastal and shelf zones and comprehensive use of shelf resources*, 24, 151-162. [Букатов, А.Е., Павленко, Е.А. (2011). Оценка влияния однородности рядов климатических данных на определение характеристик изменчивости осадков в регионе Азовского моря. *Екологічна безпека прибережної та шельфової зон та комплексне використання ресурсів шельфу*, 24, 151-162].

Drozdov, O.A., Vasil'ev, V.A, Kobysheva, N.V., Raevskiy, A.N., Smekalova, L.K., Shkol'nyi, E.P. (1989). *Klimatologiya* [Climatology]. L.: Gidrometeoizdat. [Дроздов, О.А., Васильев, В.А., Кобышева, Н.В., Раевский, А.Н., Смекалова, Л.К., Школьный, Е.П. (1989). *Климатология*. Л.: Гидрометеоиздат].

Gorbachova, L.O. (2016). Bahatorichni tendentsii richnoho stoku vody richok Ukrainy ta yoho klimatychni chynnyky [The long-term trends of annual flow of the rivers of Ukraine and its climatic factors]. *Proc. of UkrSRGMI,* 269, 94-106. [Горбачова, Л.О. (2016). Багаторічні тенденції річного стоку води річок України та його кліматичні чинники. *Наук. праці УкрНДГМІ*, 269, 94-106].

Kobysheva, N.V., Gol'berg, M.A. (1990). *Metodicheskie ukazaniya po statisticheskoj obrabotke meteorologicheskikh ryadov* [Methodological Guidelines for the statistical processing of meteorological series]. L.: Gidrometeoizdat. [Кобышева, Н.В., Гольберг, М.А. (1990). *Методические указания по статистической обработке метеорологических рядов*. Л.: Гидрометеоиздат].

Krakovska, S.V., Palamarchuk, L.V., Gnatiuk, N.V., Shpytal, T.M., Shedemenko, I.P. (2017). Zmina polia opadiv v Ukraini u XXI st. za danymy ansambliu rehionalnykh klimatychnykh modelei [Changes in precipitation distribution in Ukraine for the 21st century based on data of regional climate model ensemble]. *Geoinformatika*, 4 (64), 62-74. [Краковська, С.В., Паламарчук, Л.В., Гнатюк, Н.В., Шпиталь, Т.М., Шедеменко, І.П. (2017). Зміна поля опадів в Україні у XXI ст. за даними ансамблю регіональних кліматичних моделей. *Геоінформатика*, 4 (64), 62-74].

Lipinskiy, V.M., Diachuk, V.A., Babichenko, V.N. (Eds.). (2003). *Klimat Ukrainy* [Climate of Ukraine]. K.: Raevsky Publishing House. [Ліпінський, В.М., Дячук, В.А., Бабіченко, В.М. (Ред.). (2003). *Клімат України*. К.: Вид-во Раєвського].

Martazinova, V.F., Sverdlik, T.A. (1998). Krupnomasshtabnaya atmosfernaya cirkulyaciya XX stoletiya, yeyo izmeneniya i sovremennoe sostoyanie [Large-scale atmospheric circulation of the 20th century, its changes and the current state]. *Proc. of UkrSRGMI,* 246, 21-27. [Мартазинова, В.Ф., Свердлик, Т.А. (1998). Крупномасштабная атмосферная циркуляция XX столетия, ее изменения и современное состояние. *Наук. праці УкрНДГМІ*, 246, 21-27].

Muller, P.H., Neumann, P., Storm, R. (1982). Tafeln der mathematischen Statistik [Tables on mathematical statistics]. M.: Finance and Statistics. [Мюллер, П., Нойман., П., Шторм, Р. (1982). *Таблицы по математической статистике*. М.: Финансы и статистика].

Pirnach, H.M. (2008). *Chyselne modeliuvannia khmar ta opadiv u systemakh atmosfernykh frontiv* [Numerical modeling of clouds and precipitation in systems of atmospheric fronts]. K.: Nika-Center. [Пірнач, Г.М. (2008). *Чисельне моделювання хмар та опадів у системах атмосферних фронтів*. К.: Ніка-Центр].

Polevoy, A.N., Bozhko, L.E., Adamenko, T.I. (2017). Ahrometeorolohichni doslidzhenya v Ukrayini [Agrometeorological research in Ukraine]. *Ukr. hydrometeor. j.*, 19, 72-81. [Польовий, А.М., Божко, Л.Ю., Адаменко, Т.І. (2017). Агрометеорологічні дослідження в Україні. *Укр. гідрометеорол. ж.*, 19, 72-81].

Spravochnik po klimatu SSSR. (1966-1969). Vyp. 10. Ch. 1-5 [Handbook on climate of the USSR. – Iss. 10. P. 1-5]. L.: Gidrometeoizdat. [Справочник по климату СССР. (1966-1969). Вып. 10. Ч. 1-5. Л.: Гидрометеоиздат].

Voskobojnikov, Yu.E. (2008). *Ehkonometrika v Excel: ucheb. posobie. Ch. 2. Analiz vremennykh ryadov* [Econometrics in Excel: study guide. Part 2. Time Series Analysis]. Novosibirsk: NGASU (Sibstrin). [Воскобойников, Ю.Е. (2008). *Эконометрика в Excel: учеб. пособие. Ч. 2. Анализ временных рядов*. Новосибирск: НГАСУ (Сибстрин)].

Zabolotska, T.M., Tsila, A.Iu. (2019). Klimatychni zminy atmosfernoho tysku na terytorii Ukrainy [Climatic changes in atmospheric pressure on the territory of Ukraine]. *Hydrology, Hydrochemistry and Hydroecology*, 2 (53), 66-74. [Заболоцька, Т.М., Ціла, А.Ю. (2019). Кліматичні зміни атмосферного тиску на території України. *Гідрологія, гідрохімія і гідроекологія*, 2 (53), 66-74].