



Original researches

Agroecological Analysis of Winter Wheat Yield and its Dynamics in the Dnipropetrovsk Region (Period 1966–2016)

Received: 23 July 2018
Revised: 03 August 2018
Accepted: 06 August 2018

Oles Gonchar Dnipro National University,
Gagarin av., 72, 49000, Dnipro, Ukraine

Dniprovsk State Agrarian and Economic
University, Serhii Efremov st., 25, Dnipro,
49600, Ukraine

Tel.: +38-098-507-96-82
+38-066-297-06-96
E-mail: zhukov_dnipro@ukr.net
tany1893@gmail.com

Cite this article: Zhukov, O. V., Pelina, T. O. (2018). Agroecological analysis of winter wheat yield and its dynamics in the Dnipropetrovsk region (period 1966–2016). *Agrology*, 1(3), 286–293. doi: 10.32819/2617-6106.2018.13008

O. V. Zhukov¹, T. O. Pelina²

¹Oles Gonchar Dnipro National University, Dnipro, Ukraine

²Dnipro State Agrarian and Economic University, Dnipro, Ukraine

Abstract. This article reveals the spatial and temporal patterns of winter wheat yield dynamics in Dnipropetrovsk region and assesses the role of agro-ecological and agro-economic factors in their formation. The crop data is from the State Statistics Service of Ukraine. The data on yield of winter wheat in the period of 1966–2016, in average per year in administrative districts of Dnipropetrovsk region, are analyzed. The obtained data indicate that the average yields of winter wheat in the Dnipropetrovsk region range from 24.28 CWT/ha to 34.41 CWT/ha. The smallest inter-year variability of yield is characteristic for the Petrikivskiy region (CV = 22.41%), and the highest is for Sofievskiy (CV = 31.15%). As a result of the analysis of the main components of winter wheat, the variability of the three main components was revealed, which together account for 84.05% of the total variability of yield. Major component 1 explains 78.18% of total variability. This indicates a general change in synchronous yields in the studied area, since all considered variables have high load values on the main component 1. The administrative districts, that form a belt located in the direction from the North East to the South West region, have a most coordinated the variance, which reflected by the principal component 1. Major component 2 explains 5.87% of the yield variability. This principal component is sensitive to yield opposite dynamics of central and south-western regions on the one hand and the eastern and northern regions – on the other. Cluster analysis of administrative districts was conducted based on the dynamics of winter wheat crop yields, which resulted in the discovery of four clusters. Clusters are geographically defined administrative districts, forming spatially bound areas. A similar temporal dynamics of winter wheat yields as a result of the interaction of endogenous and exogenous environmental factors is the main principle of the discovery of such environmentally homogeneous territories. The spatial distribution of the main components indicates a continuous nature, but their overlay allows us to extract the spatially discrete units that we have identified agroecological zones. Each zone is characterized by a certain character and dynamics of production capacities and has an invariant scheme of response to various climatic, ecological and agro-economic factors.

Keywords: agroecological zones, production potential, grain, spatial and temporal variability, principal components analysis.

Агроекологічний аналіз динаміки врожайності пшениці озимої в Дніпропетровській області (1966–2016 рр.)

О. В. Жуков¹, Т. О. Пеліна²

¹Дніпровський національний університет імені Олеса Гончара, м. Дніпро, Україна

²Дніпровський державний аграрно-економічний університет, м. Дніпро, Україна

Анотація. Матеріал розкриває просторові та часові закономірності динаміки врожайності пшениці озимої в Дніпропетровській області та оцінює роль агроекологічних та агроекономічних факторів у їх формуванні. Інформацію про врожайність пшениці озимої надано Державною службою статистики України. Проаналізовано дані щодо врожаю пшениці озимої за 51 рік (1966–2016 рр.), у середньому за рік в адміністративних районах Дніпропетровської області. Отримані дані вказують на те, що середня врожайність пшениці озимої в області становить від 24.28 до 34.41 ц/га. Найнижча середньорічна мінливість урожайності характерна для Петриківського району (коефіцієнт варіації CV = 22.41%), а найвища – для Софіївського (CV = 31.15%). У результаті аналізу головних компонент пшениці озимої виявлено мінливість двох головних компонент, які разом складають 84.05% від загальної мінливості врожайності. Головна компонента 1 пояснює 78.18% загальної мінливості, що свідчить про загальну зміну синхронних урожаїв у досліджуваній зоні, оскільки всі розглянуті змінні мають високі значення навантажень на головну компоненту 1. Адміністративні райони, які розташовані в напрямку від Північного Сходу до регіону Південного Заходу, мають найбільш координовану дисперсію, яка відображається головною компонентою 1. Головна компонента 2 пояснює 5.87% варіативності врожайності. Ця складова є чутливою до протилежної динаміки центральних і південно-західних облас-

тей, з одного боку, і східних та північних регіонів – з іншого. Кластерний аналіз адміністративних районів проводили на основі даних динаміки врожайності пшениці озимої, унаслідок чого було виявлено чотири кластери, тобто географічно визначені адміністративні округи, що утворюють просторово зв'язані райони. Аналогічна часова динаміка врожайності пшениці озимої у результаті взаємодії ендогенних та екзогенних факторів навколишнього середовища є основним принципом відкриття таких екологічно однорідних територій. Просторовий розподіл головних компонент указує на безперервний характер, але їх накладення дозволяє витягувати просторово-дискретні одиниці, які виділені в агроекологічні зони. Кожна зона характеризується певним характером, динамікою виробничих потужностей і має інваріантну схему реагування на різні кліматичні, екологічні та агроекономічні чинники.

Ключові слова: агроекологічні зони, продукційний потенціал, зерно, просторова та часова мінливість, аналіз головних компонент.

Вступ

В аграрному секторі країни відбулися суттєві зміни пріоритетів щодо вирощування економічно вигідних культур. У більшості господарств пшениця озима щороку займає значну частину посівних площ, що суттєво впливає на показники економічної ефективності в аграрному комплексі. Одним із таких показників виступає врожайність, яка є результатом комплексної взаємодії між генетичними особливостями рослин, комплексом ґрунтових властивостей, агротехнікою та кліматичними умовами (Diacono et al., 2012).

Аграрне виробництво безсумнівно пов'язане з мінливістю кліматичних умов та їх змінами. Є всі підстави вважати, що кліматичні зміни безпосередньо впливають на врожайність пшениці озимої. Цей вплив може змінюватися залежно від рівня потепління та пов'язаних з цим змін інтенсивності опадів (Kamgan & Asif, 2011). Зміни патернів опадів є менш виразними, але загальна тенденція полягає в тому, що вологі території будуть ставати вологішими, а посушливі території – сухішими (Doge, 2005; Li, 2015). Кліматична мінливість значно впливає на флуктуації врожайності сільськогосподарських культур. У деяких регіонах варіабельність клімату здатна виправдати більш ніж 60% мінливості врожайності у часі таких культур, як пшениця, кукурудза, рис та соя (Ray et al., 2015).

Різні кліматичні аспекти (мінливість температури або опадів) можуть мати різний вплив на розширення виробництва пшениці (Urban et al., 2012). Такі кліматичні змінні, як температура та опади, є вагомими факторами просторової диференціації її врожайності (Ray et al., 2015). Зниження врожайності з підвищенням температури було встановлено в усьому світі (Lobell, 2007; Lobell et al., 2007; Lobell et al., 2008). У східній Європі (в Україні в тому числі) 23–66% річної мінливості врожайності може бути пояснено кліматом та нормальними або екстремальними температурами (Ray et al., 2015). Підвищені температури мають негативний вплив на врожайність пшениці в межах різних регіонів Європи. Хоча продовольча безпека Європи вірогідно не надто залежить від кліматичних умов унаслідок технологічних складних сільськогосподарських практик (Brown & Funk, 2008), але індукована кліматом невизначеність (суттєві флуктуації) у виробництві продуктів харчування, зокрема в результаті підвищення температури, може постати в майбутньому (Peltonen-Sainio et al., 2010). Відмінності, як у технологічних інвестиціях, так і в агротехнологіях – захист рослин, способи сівби та застосування добрив, здатні спричинити до відмінності в урожайності (Annicchiarico & Iannucci, 2008; Jensen et al., 2010; Flores et al., 2012).

Просторово-часові патерни охоплюють ландшафтні системи та відіграють чималу роль в екологічній динаміці сільськогосподарських процесів (Turner, 1990). Просторово-часову варіацію можна розкласти на її просторову та часову компоненти (Hammond & Kolasa, 2014). Синхронія та персистентність є важливими компонентами просторово-часової мінливості. Просторові патерни у вирощуванні пшениці озимої є діагностичними. Вони застосовуються для розкриття прихованих механізмів у ландшафті та є предиктивними, коли вказують на найбільш

вірогідну поведінку процесів у майбутньому (Hammond & Kolasa, 2014). Урожайність подібно до інших екологічних властивостей демонструє варіабельність у просторі та часі. Щорічна врожайність пшениці озимої може різнитися між регіонами, що є передумовою формування патернів просторової мінливості (Mueller et al., 2012). Урожайність у межах регіону також не є постійною по роках, що представляє часову мінливість (Ray et al., 2015). Під час проведення порівняльного аналізу властивостей ґрунтів та параметрів росту рослини можна встановити залежності для визначення територій з різним потенціалом продуктивності (Basso et al., 2011; Fleming et al., 2004; Taylor et al., 2003).

Матеріали і методи дослідження

Проведено аналіз даних середньорічної врожайності пшениці озимої за 1966–2016 рр. по адміністративних районах Дніпропетровської області, представлені Державною службою статистики України (<http://www.ukrstat.gov.ua/>).

Статистичний аналіз виконаний за допомогою програмного продукту Statistica 10. Описові статистики включають середнє значення, стандартну помилку, коефіцієнт варіації, мінімум, максимум, асиметрію та ексцес. Дані попередньо лог-трансформовані для набуття розподілу, найбільш наближеного до нормального закону та для застосування трансформованих даних у подальших статистичних процедурах. Відповідність даних щодо проведення аналізу головних компонент оцінена за допомогою тесту Кайзера-Мейєра-Олкіна (КМО) КМО. Обчислення виконані за допомогою бібліотеки REdaS (Hatzinger et al., 2014) для середовища статистичних розрахунків R (R Core Team, 2017). Аналіз головних компонент (PCA) є статистичною процедурою, яка широко застосовується в дослідницькому аналізі даних (Pearson, 1901). Цей непараметричний метод зменшує розмірність масиву даних і в такий спосіб дає можливість виявити деякі прості структури, приховані в даних.

Для обчислення глобального коефіцієнта просторової автокореляції застосована статистика I-Морана (Moran, 1950), яка подібно до коефіцієнта кореляції Пірсона. Обидві статистики варіюють у межах від +1.0 (указує на сильну позитивну кореляцію) до 0 (указує на випадковий патерн) та до -1.0 (указує на сильну негативну автокореляцію) (Iqbal et al., 2005). Глобальна статистика Морана обчислена зі застосуванням програми Geoda095i (<http://www.geoda.uiuc.edu/>) (Anselin et al., 2005).

Результати

У середньому врожайність пшениці озимої в межах Дніпропетровської області варіює в межах від 24.28 ц/га (Софіївський район) до 34.41 ц/га (Новомосковський район) (табл. 1). Мінімальна середньорічна врожайність спостерігалась у Криничанському районі (5.88 ц/га), а максимальна – в Дніпровському районі (56.50 ц/га). Найменша річна варіабельність врожайності характерна для Петриківського району (CV = 22.41%), а найбільша – для Софіївського (CV = 31.15%). Для переважної більшості розподілів показників урожайності пшениці озимої асиметрія статистично вірогідно не відрізняється від

Таблиця. 1. Описові статистики динаміки врожайності пшениці озимої у межах Дніпропетровського регіону (1966–2016 рр., N = 51)

| Район | Середнє ± ст. помилка, ц/га | CV, % | Мінімум, ц/га | Максимум, ц/га | Асиметрія ± ст. помилка | Екссес ± ст. помилка |
|---------------------|-----------------------------|-------|---------------|----------------|-------------------------|----------------------|
| Апостолівський | 26,34±0,88 | 23,91 | 11,76 | 41,50 | -0,15±0,33 | 0,04±0,66 |
| Васильківський | 26,72±1,05 | 28,01 | 12,90 | 45,00 | 0,33±0,33 | -0,54±0,66 |
| Верхньодніпровський | 26,96±1,12 | 29,75 | 7,30 | 46,90 | 0,23±0,33 | 0,20±0,66 |
| Дніпровський | 32,03±1,14 | 25,50 | 17,30 | 56,50 | 0,48±0,33 | 0,20±0,66 |
| Криворізький | 27,75±1,01 | 26,05 | 15,70 | 43,10 | 0,23±0,33 | -0,82±0,66 |
| Криничанський | 28,61±1,17 | 29,15 | 5,80 | 47,80 | -0,44±0,33 | 0,23±0,66 |
| Магдалинівський | 31,04±1,02 | 23,42 | 17,12 | 47,50 | 0,43±0,33 | -0,28±0,66 |
| Межівський | 29,02±0,96 | 23,64 | 15,50 | 46,00 | 0,09±0,33 | -0,36±0,66 |
| Нікопольський | 30,16±1,11 | 26,25 | 12,70 | 44,40 | -0,09±0,33 | -0,92±0,66 |
| Новомосковський | 34,41±1,14 | 23,65 | 12,50 | 52,62 | -0,10±0,33 | 0,36±0,66 |
| Павлоградський | 26,46±0,99 | 26,75 | 14,30 | 43,50 | 0,27±0,33 | -0,81±0,66 |
| Петриківський | 26,37±0,83 | 22,41 | 16,27 | 40,08 | 0,20±0,33 | -0,58±0,66 |
| Петропавлівський | 26,65±1,10 | 29,51 | 9,30 | 46,70 | 0,34±0,33 | -0,26±0,66 |
| Покровський | 31,35±1,16 | 26,51 | 15,50 | 53,00 | 0,17±0,33 | -0,23±0,66 |
| П'ятихатський | 27,89±1,08 | 27,54 | 14,70 | 46,50 | 0,30±0,33 | -0,29±0,66 |
| Синельниківський | 28,54±1,17 | 29,18 | 16,70 | 49,60 | 0,42±0,33 | -0,57±0,66 |
| Солонянський | 27,62±0,99 | 25,60 | 15,65 | 45,50 | 0,27±0,33 | -0,75±0,66 |
| Софіївський | 24,28±1,06 | 31,15 | 9,60 | 42,60 | 0,05±0,33 | -0,33±0,66 |
| Томаківський | 27,80±0,92 | 23,58 | 17,20 | 42,80 | 0,24±0,33 | -0,59±0,66 |
| Царичанський | 28,88±1,17 | 29,03 | 9,10 | 48,60 | 0,27±0,33 | 0,38±0,66 |
| Широківський | 27,66±0,99 | 25,62 | 12,80 | 47,10 | 0,10±0,33 | 0,37±0,66 |
| Юр'ївський | 25,75±1,07 | 29,72 | 12,80 | 42,63 | 0,34±0,33 | -1,08±0,66 |

нуля. Значна позитивна асиметрія, що вказує на зсув розподілу здебільшого у бік менших значень, характерна для даних врожайності Криничанського, Магдалинівського та Синельниківського районів.

Екссес або статистично вірогідно не відрізняється від нуля, або має від'ємне значення. Від'ємний екссес укажує на біомодальний розподіл. Найбільший за модулем від'ємний екссес притаманний Криворізькому, Нікопольському, Павлоградському, Солонянському та Юр'ївському районам. Позитивний екссес свідчить про тяжіння розподілу до модального значення (Новомосковський, Царичанський та Широківський райони).

Результати аналізу просторового розміщення показників урожайності підтверджують наявність зони підвищеної урожайності пшениці озимої, яка поєднує Магдалинівський, Новомосковський та Дніпровський райони (рис. 1). На території області встановлені також зони з пониженими показниками врожайності культури. Такі зони розташовані на сході області (Юр'ївський, Павлоградський та Петропавлівський райони) та на південному заході (Софіївський та Апостолівський райони). Між зонами максимальної та мінімальної врожайності простір зайнятий територіями з перехідними показниками щодо врожайності пшениці озимої. Просторовий розподіл рівнів урожайності характеризується низьким рівнем просторової залежності.

Особливість часової динаміки врожайності пшениці озимої полягає в тому, що зони підвищеної варіабельності оточені зонами з найбільш стабільними показниками. Як наслідок, для коефіцієнта варіації характерна зворотна просторова автокореляція. Загалом зона підвищеного варіювання показників урожайності у часі горизонтальним поясом ділить територію області навпіл. Зони стабільних показників урожайності у часі характерні для півночі та південного заходу регіону.

Для асиметрії розподілів урожайності пшениці озимої у часі властивий високий рівень просторової залежності, яка є наслідком просторової негативної автокореляції (рис. 2). Вона

проявляється в тому, що окремі території з високим рівнем асиметрії оточені площами з низькою (від'ємною) асиметрією. У свою чергу просторове варіювання екссесу не характеризується просторовою компонентою.

Таким чином, з розглянутих описових статистик урожайності пшениці озимої у часі найбільшим рівнем просторової залежності характеризується асиметрія розподілу цього показника. Асиметричність розподілу є наслідком впливу регулярних спрямованих чинників на досліджуваний показник. Зсув розподілу в позитивному напрямку може бути наслідком наявності деякої кількості років, коли врожайність досліджуваної культури була катастрофічно низькою. Значна позитивна асиметрія є наслідком впливу лімітуючих факторів, які обмежують досягнення високих показників урожайності пшениці озимої.

У результаті аналізу головних компонент мілливості показників урожайності пшениці озимої було виділено дві перші головні компоненти, які разом пояснюють 84.05% варіабельності ознак (табл. 2). Головна компонента 1 описує 78.18% варіабельності простору ознак і вказує на загальний синхронний характер варіювання показників урожайності пшениці озимої у межах досліджуваної території, оскільки всі досліджені змінні характеризуються високими значеннями навантажень на цю головну компоненту. Найбільш погодженою динамікою, яка віддзеркалюється головною компонентою 1, характеризуються адміністративні райони, які формують пояс, який розташований у напрямку від північного сходу до південного заходу регіону (рис. 3).

Очевидно, просторове варіювання головної компоненти 1 складається з двох частин: зони закономірно високих значень навантажень цієї головної компоненти та зони з випадковими змінами в просторі цих навантажень. Варіювання у часі головної компоненти 1 характеризується помірним лінійним трендом (рис. 4). Динаміка головної компоненти 1 є сумішшю коливальних процесів з переважаючими періодами 3; 3.8; 4.5; 12.5 та 16.6 року.

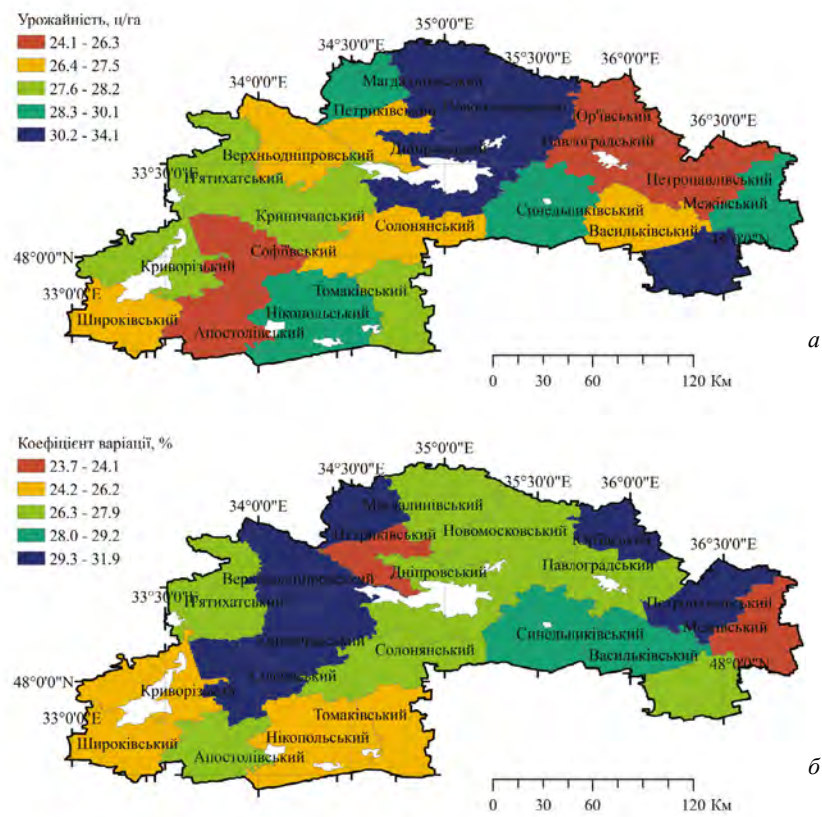


Рис. 1. Просторовий патерн урожайності (а) та коефіцієнта варіації (б) врожайності пшениці озимої у межах Дніпропетровської області (1966–2016 рр.)

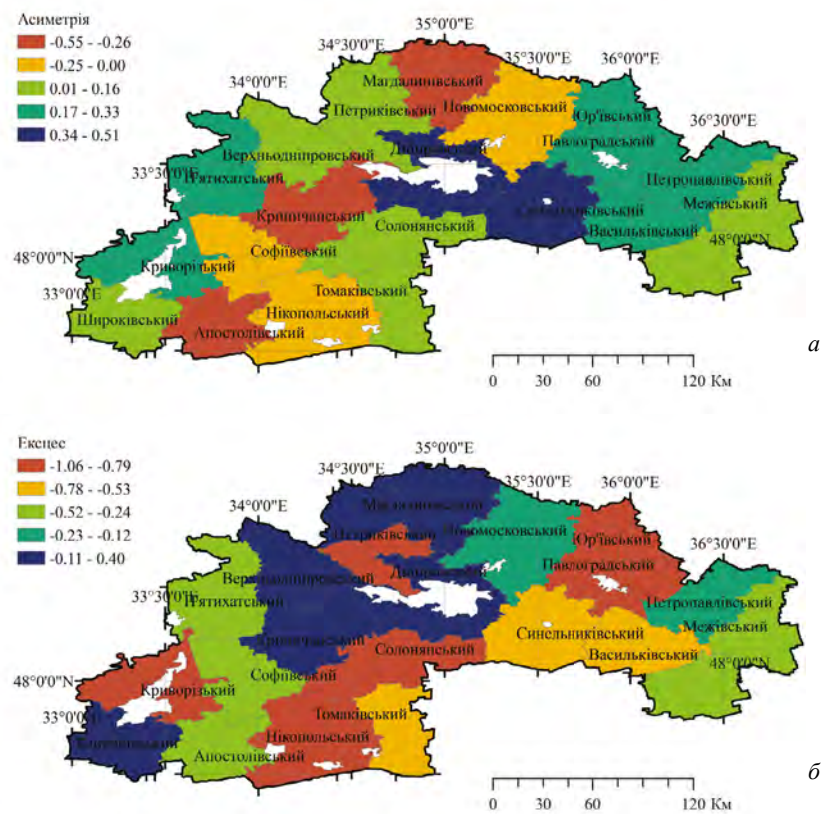


Рис. 2. Просторовий патерн асиметрії (а) та ексцесу врожайності (б) пшениці озимої у межах Дніпропетровської області (1966–2016 рр.)

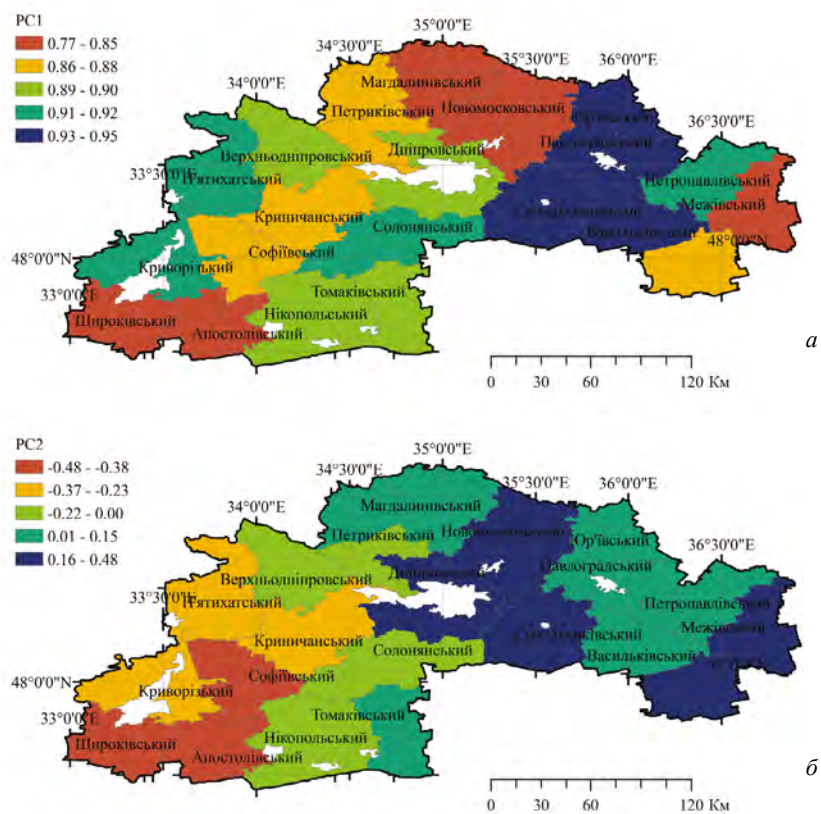


Рис. 3. Просторове варіювання головних компонент, які пояснюють варіабельність ознак: а – PC1; б – PC2

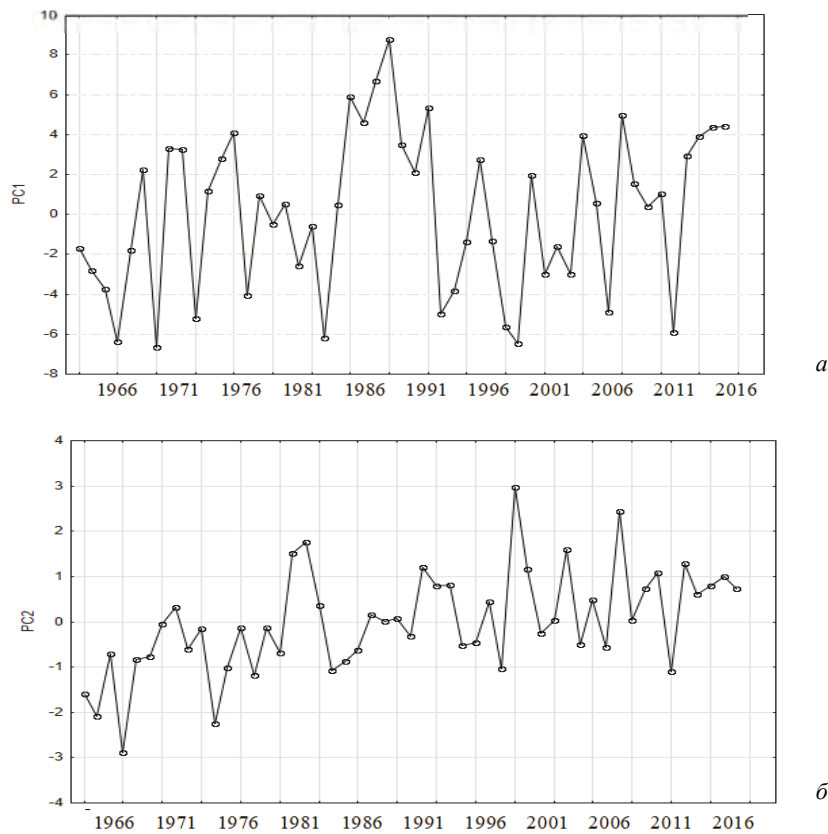


Рис. 4. Зміна головних компонент у часі: а – PC1; б – PC2

Таблиця 2. Аналіз головних компонент динаміки врожайності пшениці озимої у Дніпропетровській області

| Район | PC1 | PC2 |
|---------------------|-------|-------|
| Апостолівський | 0.78 | -0.48 |
| Васильківський | 0.94 | - |
| Верхньодніпровський | 0.90 | - |
| Дніпровський | 0.89 | - |
| Криворізький | 0.92 | - |
| Криничанський | 0.88 | - |
| Магдалинівський | 0.85 | - |
| Межівський | 0.85 | - |
| Нікопольський | 0.89 | - |
| Новомосковський | 0.77 | 0.48 |
| Павлоградський | 0.95 | - |
| Петриківський | 0.88 | - |
| Петропавлівський | 0.92 | - |
| Покровський | 0.88 | - |
| П'ятихатський | 0.90 | - |
| Синельниківський | 0.93 | - |
| Солонянський | 0.90 | - |
| Софіївський | 0.88 | -0.38 |
| Томаківський | 0.90 | - |
| Царичанський | 0.87 | - |
| Широківський | 0.81 | -0.45 |
| Юр'ївський | 0.94 | - |
| Власне значення | 17.19 | 1.29 |
| Всього, % | 78.18 | 5.87 |

Головна компонента 2 пояснює 5.87% варіабельності. Ця головна компонента чутлива до протилежної динаміки врожайності центральних та південно-західних районів, з одного боку, та східних і північних районів – з іншого (рис. 3). Для цієї компоненти властивий високий рівень просторової складової мінливості; для варіювання у часі компоненти 2 характерна складова з дуже великим періодом коливання, який позначений як глобальний тренд, що може бути описаний поліноміальною

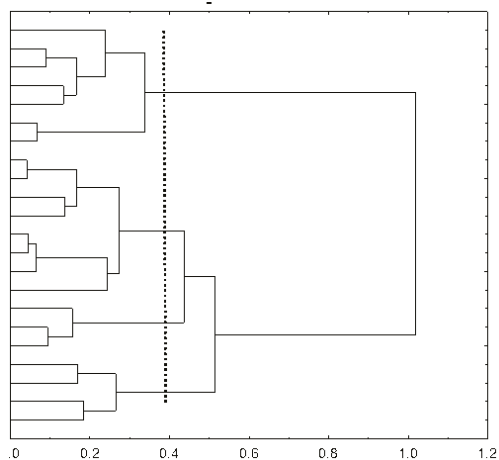


Рис. 5. Кластерний аналіз адміністративних районів Дніпропетровської області за врожайністю пшениці озимої (1966–2016 рр.). Відстань зв'язку – $1-r$; r – коефіцієнт кореляції Пірсона, правило амальгамації – метод Варда

функцією. Інші коливальні складові мають періоди 2.3; 3.8; 7.1; 16 та 25 років.

Варіація у часі головних компонент має дуже великий період коливань, що відзначається як глобальна тенденція, яку можна описати поліноміальною функцією (рис. 4).

На основі даних щодо динаміки врожайності пшениці озимої був проведений кластерний аналіз адміністративних районів області, по результатах якого виділено чотири кластери (рис. 5).

Кластер 1 відповідає південно-західним районам області, кластер 2 – північним, кластер 4 – розміщений на південному заході від попереднього кластера, кластер 3 займає решту території області (рис. 6). Отже, кластери – це географічно визначені сукупності адміністративних районів, які формують просторово зв'язані території. Головним принципом їх встановлення є подібний характер часової динаміки врожайності пшениці озимої як результат взаємодії ендегенних та екзогенних екологічних чинників.

Як показав ANOVA, головним аспектом диференціювання кластерів є не загальний рівень урожайності, а показники синхронної динаміки різних просторових територій (табл. 3). Так, серед описових статистик статистично вірогідні відмінності серед кластерів спостерігаються тільки за рівнем варіювання врожайності у часі. За середнім значенням, асиметрією та ексцесом відмінностей між кластерами не встановлено; вони чітко розрізняються за основними компонентами. Тобто кластери формують просторові структури, у межах яких відбуваються закономірні патерни часової динаміки врожайності пшениці озимої.

Обговорення

Досліджуючи динаміку врожайності пшениці озимої, передусім звертають увагу на показники продуктивності (Zhukov & Popomarenko, 2017). У нашому дослідженні зроблено акцент на оцінці кореляційного зв'язку між рядами динаміки у часі врожайності пшениці озимої у різних адміністративних районах області. Одержані результати свідчать про те, що врожайність, як результат функціонування агроєкосистеми, має складну природу та обумовлена впливом різних чинників. Їхня дія може бути виявлена шляхом дослідження особливостей синхронної динаміки, що виражає себе через утворення кореляційних зв'язків. Кореляційна матриця є підставою для проведення аналізу головних компонент та кластерного аналізу. Аналіз головних компонент дозволяє розкрити головні тренди мінливості врожайності досліджуваної культури, а кластерний аналіз визначає однорідні екологічні зони.

Продуктивність (врожай) пшениці озимої на одиницю площі є фундаментальним параметром в аграрному виробництві



Рис. 6. Кластери, одержані на основі даних про врожайність пшениці озимої у межах Дніпропетровської області (1966–2016 рр.)

Таблиця 3. ANOVA-оцінка кластерного ефекту на описові статистики та головні компоненти варіабельності врожайності пшениці озимі

| Величина | SS Effect | df Effect | MS Effect | SS Error | df Error | MS Error | F-ratio | p-level |
|-----------|-----------|-----------|-----------|----------|----------|----------|---------|---------|
| Середнє | 36,62 | 3 | 12,21 | 73,33 | 18 | 4,07 | 3,00 | 0,06 |
| CV | 15,25 | 3 | 5,08 | 92,81 | 18 | 5,16 | 0,99 | 0,42 |
| Асиметрія | 0,29 | 3 | 0,10 | 1,01 | 18 | 0,06 | 1,71 | 0,20 |
| Екссес | 1,68 | 3 | 0,56 | 2,85 | 18 | 0,16 | 3,53 | 0,04 |
| PC1 | 0,01 | 3 | 0,00 | 0,03 | 18 | 0,00 | 2,41 | 0,10 |
| PC2 | 0,99 | 3 | 0,33 | 0,31 | 18 | 0,02 | 19,30 | 0,00 |

Примітки: SS Effect – суми квадратів, виходячи зі загального середнього значення; MS Effect – дисперсія внаслідок змін між групами (середній квадратний ефект); SS Error – мінливість всередині групи; MS Error – мінливість усередині групи (середня квадратна помилка); df – ступені вільності.

та дослідженнях навколишнього середовища (Iizumi et al., 2014). Глобальна потреба в сільськогосподарській продукції подвоїться до 2050 р., що спричинене зростанням населення, збільшенням споживання м'яса й молока та застосуванням біопалива (Godfray et al., 2010; Tilman et al., 2011). Але відзначимо, що між 1985 та 2005 роками загальна продукція аграрного сектору збільшилася тільки на 28%, з яких ~2.5% – виключно за рахунок розширення площ під вирощувані культури, ~7% збільшення частоти збирання врожаю та в середньому ~20% підвищення врожайності культури (Foley et al., 2011). Глобальний тренд урожайності може бути поділений на чотири типи динаміки (Ray et al., 2012). Можна вважати, що динаміка врожайності пшениці озимі в Дніпропетровській області протягом досліджуваного періоду займає проміжне положення між типами “урожайність ніколи не підвищується” та “урожайність постійно зростає”. Подібний тренд віддзеркалюється варіюванням у часі головної компоненти 1, яка пояснює значну частину динаміки врожайності у часі (78.18%). Підкреслимо, що для цієї компоненти характерним є поєднання лінійного тренду та високочастотних коливальних процесів. Така тенденція є глобальною для всієї території області. Просторові особливості полягають в інтенсивності прояву такої тенденції. Інший, менш суттєвий, тренд мінливості врожайності має локальний характер з чітко позначеними просторовими патернами. Даний тренд описується головною компонентою 2, яка має коливальну природу, поєднує високочастотні та низькочастотні процеси.

Коливальні процеси різної частоти можна пов'язати з причинами різної природи, лінійний тренд підвищення врожайності – з результатом покращення агротехнологій та факторами агроекономічного походження. Лінійний тренд можна розглядати як коливальний процес з періодом, що наближається до нескінченності. Це положення підтверджується тим, що до категорії “урожайність ніколи не підвищується” належать країни, які зазнають перманентної або сильної тимчасової соціально-економічної кризи (Ray et al., 2012). Повільний рівень загального підвищення врожайності пшениці озимі в Дніпропетровській області також пов'язаний з кризою Радянського Союзу та формуванням нових виробничих відношень у сільському господарстві. Загальний повільний тренд обумовлений наявністю кризових явищ на початку 90-х років минулого століття, після яких відновлення ефективності аграрного сектору відбувається досить повільно.

Коливальні процеси з періодичністю декілька років можуть мати кліматичну природу (7, 16, 25 – більш великі періоди є гіпотетичними внаслідок порівняно обмеженого часового ряду). Таке припущення підтверджується просторовими патернами головної компоненти 2. Просторову мінливість цієї компоненти можна пов'язати з градієнтом континентальності, який вказує на поступову зміну екологічних режимів у широтному напрямку.

Висновки

Агроекологічне зонування нами виконано на основі принципу однорідності характеру динаміки продукційного потенціалу сільськогосподарських територій. Цей підхід принципово інший, ніж проведення зонування на основі загального рівня врожайності сільськогосподарських культур (Lazarenko, 1995). Класифікація на основі рівня врожайності правомірна для систем, які знаходяться в стані, наближеному до стаціонарного. В умовах глобальних змін клімату та трансформації екологічних режимів такий підхід є неприйнятним. Виділені нами агроекологічні зони не розрізняються за загальним рівнем урожайності зернових та зернобобових протягом дослідженого періоду. Особливості цих зон полягають у значеннях головних компонент, які саме і віддзеркалюють характер взаємозв'язків між окремими просторовими одиницями.

Просторовий розподіл головних компонент указує на наявність континуальних патернів, але їх накладання дозволяє встановити просторово дискретні одиниці, які ми ідентифікували як агроекологічні зони. Кожна зона характеризується певним характером динаміки продукційного потенціалу та в певному діапазоні патернами реагування на варіювання кліматичних, екологічних та агроекономічних чинників.

References

- Annicchiarico, P., & Iannucci, A. (2008). Breeding strategy for faba bean in southern Europe based on cultivar responses across climatically contrasting environments. *Crop Science*, 48 (3), 983–991 doi: [10.2135/cropsci2007.09.0501](https://doi.org/10.2135/cropsci2007.09.0501).
- Anselin, L., Ibnu, S., & Youngihn, Kh. (2005). GeoDa: An Introduction to Spatial Data Analysis. *Geographical Analysis*, 38 (1), 5–22. doi: [10.1111/j.0016-7363.2005.00671.x](https://doi.org/10.1111/j.0016-7363.2005.00671.x).
- Basso, B., Ritchie, J.T., Cammarano, D., & Sartori, L. (2011). A strategic and tactical management approach to select optimal N fertilizer rates for wheat in a spatially variable field. *European Journal of Agronomy*, 35, 215–222. doi: [10.1016/j.eja.2011.06.004](https://doi.org/10.1016/j.eja.2011.06.004).
- Brown, M.E., & Funk, C.C. (2008). Food security under climate change. *Science*, 319, 580–581. doi: [10.1126/science.1154102](https://doi.org/10.1126/science.1154102).
- Diacono, M., Castrignano, A., Troccoli, A., De Benedetto, D., Basso, B., & Rubino, P. (2012). Spatial and temporal variability of wheat grain yield and quality in a Mediterranean environment: A multivariate geostatistical approach. *Field Crops Research*, 131, 49–62. doi: [10.1016/j.fcr.2012.03.004](https://doi.org/10.1016/j.fcr.2012.03.004).
- Dore, M. H. (2005). Climate change and changes in global precipitation patterns: What do we know? *Environment international*, 31(8), 1167–1181. doi: [10.1016/j.envint.2005.03.004](https://doi.org/10.1016/j.envint.2005.03.004).
- Fleming, K. L., Heermann, D. F., & Westfall, D. G., (2004). Evaluating soil color with farmer input and apparent soil electri-

- cal conductivity for management zone delineation. *Agronomy Journal*, 96, 1581–1587. doi: [10.2134/agronj2004.1581](https://doi.org/10.2134/agronj2004.1581).
- Flores, F., Nadal, S., Solis, I., Winkler, J., Sass, O., Stoddard, F. L., Link, W., Raffiot, B., Muel, F., & Rubiales, D. (2012). Faba bean adaptation to autumn sowing under European climates. *Agronomy for sustainable development*, 32(3), 727–734. doi: [10.1007/s13593-012-0082-0](https://doi.org/10.1007/s13593-012-0082-0).
- Foley, J. A., Ramankutty, N., Brauman, K.A., Cassidy, E.S., Gerber, J.S., Johnston, M., Mueller, N.D., O'Connell, C., Ray, D.K., West, P.C., Balzer, C., Bennett, E.M., Carpenter, S.R., Hill, J., Monfreda, C., Polasky, S., Rockström, J., Sheehan, J., Siebert, S., Tilman, D., & Zaks, D.P.M. (2011). Solutions for a cultivated planet. *Nature*, 478, 337–342. doi: [10.1038/nature10452](https://doi.org/10.1038/nature10452).
- Godfray, H. C. J., Beddington, J. R., Crute, I. R., Haddad, L., Lawrence, D., Muir, J. F., Pretty, J., Robinson, S., Thomas, S. M., & Toulmin, C. (2010). Food security: The challenge of feeding 9 billion people. *Science*, 327(5967), 812–818. doi: [10.1126/science.1185383](https://doi.org/10.1126/science.1185383).
- Hammond, M. P., & Kolasa, J. (2014). Spatial variation as a tool for inferring temporal variation and diagnosing types of mechanisms in ecosystems. *PloS one*, 9(2), e89245. doi: [10.1371/journal.pone.0089245](https://doi.org/10.1371/journal.pone.0089245).
- Hatzinger, R., Hornik, K., Nagel, H., & Maier, M. J. (2014). *R: Einführung durch angewandte Statistik* (2nd ed.). München: Pearson Studium.
- Iizumi, T., Yokozawa, M., Sakurai, G., Travasso, M. I., Romanenkov, V., Oettli, P., Newby, T., Ishigooka, Y., & Furuya, J. (2014). Historical changes in global yields. *Global Ecology and Biogeography*, 23, 346–357. doi: [10.1111/geb.12120](https://doi.org/10.1111/geb.12120).
- Iqbal, J., Thomasson, J. A., Jenkins, J. N., Owens, P. R., & Whisler, F. D., (2005). Spatial variability analysis of soil physical properties of alluvial soils. *Soil Science Society America Journal*, 69(4), 1338–1350. doi: [10.2136/sssaj2004.0154](https://doi.org/10.2136/sssaj2004.0154).
- Jensen, E. S., Peoples, M. B., & Hauggaard-Nielsen, H. (2010). Faba bean in cropping systems. *Field Crops Research*, 115(3), 203–216. doi: [10.1016/j.fcr.2009.10.008](https://doi.org/10.1016/j.fcr.2009.10.008).
- Kamran, A., & Asif, M. (2011). Climate Change and Crop Production. *Crop Science*, 51(5), 2299–2300. doi: [10.2135/cropsci2011.12.0003br](https://doi.org/10.2135/cropsci2011.12.0003br).
- Lazarenko P. I. (1995). *Jekologo-biologicheskie osnovy sel'skohozjajstvennogo rajonirovanija territorij (na primere Dnepropetrovskoj oblasti)* [Ecological and biological bases of agricultural zoning areas (Dnipropetrovsk region as an example)]. Porogi, Dnepropetrovsk (in Russian).
- Li, L. H. C. (2015). *Assessing the spatiotemporal dynamics of crop yields and exploring the factors affecting yield synchrony*. A Thesis Submitted to the School of Graduate Studies in Partial Fulfillment of the Requirements for the degree Master of Science. McMaster University, Hamilton, Ontario.
- Lobell, D.B. (2007). Changes in diurnal temperature range and national cereal yields. *Agricultural and Forest Meteorology*, 145, 229–238. doi: [10.1016/j.agrformet.2007.05.002](https://doi.org/10.1016/j.agrformet.2007.05.002).
- Lobell, D.B., Burke, M.B., Tebaldi, C., Mastrandrea, M.D., Falcon, W.P., & Naylor, R.L. (2008). Prioritizing climate change adaptation needs for food security in 2030. *Science*, 319, 607–610. doi: [10.1126/science.1152339](https://doi.org/10.1126/science.1152339).
- Lobell, D.B., Cahill, K.N., & Field, C.B. (2007). Historical Effects of Temperature and Precipitation on California Crop Yields. *Climatic Change*, 81, 187–203. doi: [10.1007/s10584-006-9141-3](https://doi.org/10.1007/s10584-006-9141-3).
- Moran, P. A. P. (1950). Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 37(1/2), 17–23. doi: [10.2307/2332142](https://doi.org/10.2307/2332142).
- Mueller, N. D., Gerber, J. S., Johnston, M., Ray, D. K., Ramankutty, N., & Foley, J. A. (2012). Closing yield gaps through nutrient and water management. *Nature*, 490(7419), 254–257. doi: [10.1038/nature11420](https://doi.org/10.1038/nature11420).
- Pearson, K. (1901). On Lines and Planes of Closest Fit to Systems of Points in Space. *Philosophical Magazine*, 2(11), 559–572. doi: [10.1080/14786440109462720](https://doi.org/10.1080/14786440109462720).
- Peltonen-Sainio, P., Jauhiainen, L., Trnka, M., Olesen, J.E., Calanca, P., Eckersten, H., Eitzinger, J., Gobin, A., Kersebaum, K.C., Kozyra, J., Kumar, S., Marta, A.D., Micala, F., Schaap, B., Seguin, B., Skjelvåg, A.O., & Orlandini, S. (2010). Coincidence of variation in yield and climate in Europe. *Agriculture, Ecosystems & Environment*, 139, 483–489. doi: [10.1016/j.agee.2010.09.006](https://doi.org/10.1016/j.agee.2010.09.006).
- R Core Team (2017). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.
- Ray, D. K., Gerber, J. S., MacDonald, G. K., & West, P. C. (2015). Climate variation explains a third of global crop yield variability. *Nature communications*, 6. Article number: 5989. doi: [10.1038/ncomms6989](https://doi.org/10.1038/ncomms6989).
- Ray, D.K., Ramankutty, N., Mueller, N. D., West, P. C., & Foley, J. A. (2012). Recent patterns of crop yield growth and stagnation. *Nature Communications*, 3, 1293. doi: [10.1038/ncomms2296](https://doi.org/10.1038/ncomms2296).
- Taylor, J. C., Wood, G. A., Earl, R., & Godwin, R. J., (2003). Soil factors and their influence on within-field crop variability. Part II. Spatial analysis and determination of management zones. *Biosystems Engineering*, 84, 441–453. doi: [10.1016/S1537-5110\(03\)00005-9](https://doi.org/10.1016/S1537-5110(03)00005-9).
- Tilman, D., Balzer, C., Hill, J., & Befort, B. L. (2011). Global food demand and the sustainable intensification of agriculture. *Proceedings of the National Academy of Science of the USA*, 108(50), 20260–20264. doi: [10.1073/pnas.1116437108](https://doi.org/10.1073/pnas.1116437108).
- Turner, M. G. (1990). Spatial and temporal analysis of landscape patterns. *Landscape ecology*, 4(1), 21–30. doi: [10.1007/BF02573948](https://doi.org/10.1007/BF02573948).
- Urban, D., Roberts, M. J., Schlenker, W., & Lobell, D. B. (2012). Projected temperature changes indicate significant increase in interannual variability of US maize yields. *Climatic change*, 112(2), 525–533. doi: [10.1007/s10584-012-0428-2](https://doi.org/10.1007/s10584-012-0428-2).
- Zhukov, O.V., & Ponomarenko, S.V. (2017). Agroekologichni aspekty prostorovo-chasovoi dynamiky urozhajnosti sonjashnyku [Spatial-temporal dynamics of sunflower yield – the ecological and agricultural approach]. *Ukrainian Journal of Ecology*, 7(3), 186–207 (in Ukrainian). doi: [10.15421/2017_68](https://doi.org/10.15421/2017_68).