

ОЦІНКА ПРОСТОРОВОГО РОЗПОДІЛУ ПОПУЛЯЦІЇ СОНЯШНИКОВОЇ ШИПОНОСКИ *MORDELLISTENA* *PARVULA* GYLL. У ПОСІВАХ СОНЯШНИКУ В УМОВАХ ПІВДЕННОГО СТЕПУ УКРАЇНИ

С. Ю. МОРОЗ аспірант, кафедри інтегрованого захисту
і карантину рослин

Національний університет біоресурсів і природокористування України

<https://orcid.org/0000-0001-9394-0664>

А. В. ФОКІН, доктор сільськогосподарських наук

<https://orcid.org/0000-0002-6872-0421>

Національний університет біоресурсів та природокористування України

E-mail: SergeyMoroz95@ukr.net

Анотація. За оцінкою розподілу соняшnikової шипоноски оптимізувати методи моніторингу та встановити просторову локалізацію осередків скупчення фітофага з метою підвищення ефективності заходів регулювання його чисельності. Обліки соняшnikової шипоноски проводили після збирання урожаю не менш як у 20 місцях поля на ділянках 1x1 м проводили відбір біологічного матеріалу, а саме стебла та прикореневі їх частини, які розтинали вздовж і підраховували кількість личинок у кожному стеблі, проводили обліки зламаних рослин на висоті 50-60 см. Для аналізу розподілу (рівномірний, випадковий, контагіозний) популяції соняшnikової шипоноски на посівах гібриду F1 «Сонячний Настрій» використовувалися моделі Сведберга та Ллойда. За параметрами моделей Сведберга та Ллойда оброблялися дані отримані в результаті суцільних обстежень по квадратах поля (сітка) та W-подібних маршрутних обстежень.

За оцінки розподілу за неповною інформацією значення коефіцієнтів Сведберга та Ллойда за просторового розподілу складає 1,708 та 1,604 для W-маршруту з коригуванням чисельності за площею ділянок та 1,692 та 1,596 без коригування відповідно, що дає значення контагіозного та випадкового розподілу. Застосування лінійного варіанту оцінки розподілу дає контагіозний розподіл для

моделей Сведберга та Ллойда для 1 вектору й рівномірний для 2 та 3. За оцінки розподілу за повної інформації (варіант «сітки») просторовий розподіл Ллойда - 0,657 та Сведберга - 0,957 рівномірний, але для останнього дуже наближений до випадкового. Лінійний розподіл за Сведбергом змінюється від контагіозного - 1,287 до рівномірного - 0,916 і 0,447, а за Ллойдом - від випадкового - 1,237 до рівномірного - 0,499 і 0,014. За умови неповної інформації поліноміальні тренди дозволяють визначити величину невизначеності розподілу, як геометричну відстань між точками перетинів трендів з оптимізаційною прямою 45о та рівнями контагіозності Сведберга і випадковості Ллойда.

Ключові слова: комахи-фітофаги, соняшник, обліки, випадковість, рівномірність, контагіозність, моделі Сведберга та Ллойда, крайовий ефект.

Актуальність.

У структурі посівних площ України, культура соняшнику на відміну від інших технічних культур, характеризується Найбільшою рентабельністю. Згідно з Державної службою статистики України, видно, що Посівні площі з початку 90-х років постійно збільшувалися і наразі складають 5,8 га. Водночас необхідно зазначити, що основна частина площ, а це понад 40,0 % припадає на частку південних регіонів України.

Очевидно, що така ситуація супроводжується кардинальним порушенням технологій вирощування культури, недотримання сівозмін і інших технологічних прийомів.

Як наслідок, врожайність соняшнику досить низька й коливається в межах від 1,5 до 2,0 т/га. Серед стресових чинників, крім іншого, що обмежують урожайність і якість культури є насамперед шкідлива діяльність фітофагів, захворювань, а також значна засміченість посівів бур'янами.

Тому необхідним є визначення просторового розподілу комах-фітофагів є, з одного боку, важливою характеристикою популяційної екології,

а з іншого – ефективним інструментом оптимізації технологій захисту рослин. Причому обидва підходи тісно перетинаються. Так, наприклад, підхід до просторового розподілу з позицій ландшафтної екології (Dichenko, et.al., 2015; Zhukov et.al., 2013) дає можливість оцінити зовнішні характеристики місце існувань, що приваблюють особин, не відповідаючи його справжнім властивостям – так званих екологічних пасток, які виникають завдяки впливу антропічних чинників, що так само суттєво змінюють продуктивність і захисні властивості місце існування, але водночас залишають без змін його зовнішній вигляд (Hanski, 2010). Екологічні пастки є важливим елементом у системі «агроценоз – екотон – агроценоз», що впливає на фітосанітарний стан екотону (Fokin, 2015). В певних випадках вони є конструктором екотону, формує специфічне біорізноманіття. Просторовий розподіл ентомологічних об'єктів є цінним інструментом для визначення ступеня перфорації екотонів, зміни їхнього регулюючого значення (ентомофаги, ентомопатогени) для популяцій комах-фітофагів (Fokin, et. al., 2018) фрактальної фітосанітарної ді-

агностики агроценозу (Kramarenko & Zhukov, 2014; Fokin, 2015). Водночас виявлені тісні зв'язки між динамікою чисельності популяцій шкідників та динамікою ландшафтного різноманіття (Dichenko et. al., 2015), показана роль як чинника динаміки чисельності фітофагів просторово-часової динаміки рослинного покриву (Zhukov et. al., 2015; Zhukov et. al., 2015). Усе це різноманіття досліджень досить складних питань, пов'язаних із просторовими розподілами, у практиці захисту рослин від комах-фітофагів зводиться до більш практичного завдання встановлення осередків скупчення особин того чи іншого виду на площі агроценозу, встановлення екологічних локацій з урахуванням особливостей агроландшафту: мікрорельєфу, мікроклімату. Останнє має значення для оптимізації технологій захисту рослин, а відтак зменшення пестицидного тиску на агроценоз, зменшення вартості рослинної продукції. Для оцінювання просторового розподілу було запропоновано низку коефіцієнтів, які мали на меті допомогти екологам встановити статистичні межі, за якими розподіл із випадкового чи рівномірного набуває ознак групового (контагіозного) (Whittaker, 1980): індекси Одума (Сведберга), Морісіта, індекс дисперсії Соутвуда (для оцінки просторового розподілу на основі одноразового обліку), рівняння Тейлора, метод Івао (для багаторазових обліків) (Kramarenko, 2004), Ллойда (Fokin, 2005) – переважна більшість названих критеріїв базується на використанні значень дисперсії; для отримання адекватних даних щодо розподілу ґрунтових тварин – застосування варіограм, індексу Морана, тесту Мантеля, а також SADIE-статистики (Gongalsky, et. 2009) тощо.

Потрібно сказати, що методи ці мають різний ступінь точності та порівняння їх, перевірка адекватності щодо опису розподілу популяцій для кожного виду є важливою частиною досліджень.

Мета досліджень. За оцінкою розподілу соняшникової шипоноски оптимізувати методи моніторингу та встановити просторову локалізацію осередків скупчення фітофага для підвищення ефективності заходів регулювання його чисельності.

Матеріали і методи досліджень.

Обліки соняшникової шипоноски проводили за загальноприйнятою методикою: після збирання урожаю не менш як у 20 місцях поля на ділянках 1 x 1 м збирали стебла та прикореневі їхні частини, які розтинали вздовж і підраховували кількість личинок у кожному стеблі (Omelyuta et. al., 1986). Також проводили обліки пошкоджень – зламаних рослин на висоті 50-60 см. Для аналізу розподілу популяції соняшникової шипоноски на посівах гібриду F1 «Сонячний Настрій» (оригіна́тор – «Всеукраїнський науковий інститут селекції») використовувалися моделі Сведберга та Ллойда. Модель Сведберга (K_c) передбачає визначення розподілу за відношенням дисперсії до середнього, водночас використовується така шкала значень: за $K_c < 1$ – розподіл рівномірний (P), за $K_c = 1$ – випадковий (B) і за умови, коли K_c значно > 1 ($> 1,1$) – груповий або контагіозний (K). Модель Ллойда (K_d) для встановлення закономірностей розподілу передбачає використання відношення ($S^2 - X + X^2$) до середнього X за умови $K_d]0; 1[$ – рівномірний, $K_d [1; 2[$ – випадковий та $K_d [2; + [$ – контагіозний

(. За параметрами моделей Сведберга та Ллойда оброблялися дані отримані в результаті суцільних обстежень по квадратах поля (сітка) та W-подібних маршрутних обстежень. Останні обраховувалися як із застосуванням статистичного коригування ділянок за чисельністю шипоноски (личинок / рослину) – через зміну показника чисельності на величину облікової ділянки, що різниться від середньої площі (W-mk), так і за результатами безпосередніх обліків, проведених у тій чи іншій точці поля (W-m).

Результати досліджень та їх обговорення.

Для аналізу розподілу популяції соняшникової шипоноски були обрані моделі Сведберга та Ллойда (рис.1). Фактично вони відрізняються лише за розміром зони випадковості, якщо для першого вона дорівнює 1, то для другого охоплює діапазон від 1 до 2. Модель Ллойда передбачає

більш високу ймовірність випадкових значень розподілу.

Оцінка розподілу за неповною інформацією. Як бачимо з даних таблиці 1 значення K_c та K_d за просторового розподілу складає 1,708 та 1,604 для W-маршруту з коригуванням чисельності за площею ділянок та 1,692 та 1,596 без коригування відповідно, що дає значення контагіозного та випадкового розподілу. Застосування лінійного варіанту оцінки розподілу дає контагіозний розподіл для моделей Сведберга та Ллойда для 1 вектору й рівномірний для 2 та 3 (табл. 2).

Перетинання графіків (рис. 2) лінійного розподілу з рівнем просторового – контагіозності Сведберга дають локалізацію цієї контагіозності в межах агроценозу (як проекція на вісь X): у нашому випадку між векторами – смугами 1 та 2. Крім того, вони перетинають і оптимізаційну лінію 45°.

Потрібно відзначити, що рівень випадковості Ллойда дуже наближений до рівня контагіозності: різни-

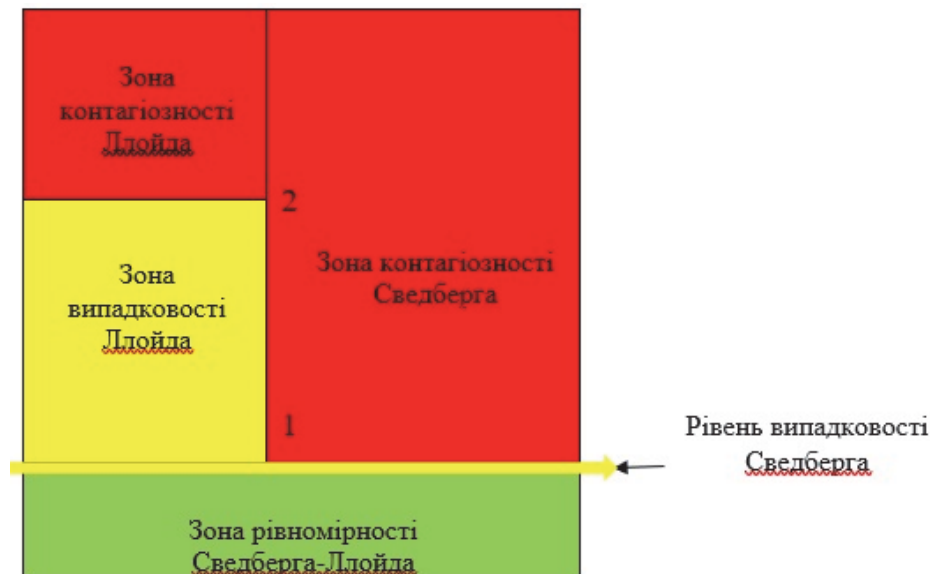


Рис. 1. Структура розподілів за моделями Сведберга та Ллойда

1. Просторовий розподіл соняшникової шипоноски за різними методиками проведення обліків (ТОВ «Айленд», Херсонської обл., 2020 р.)

Метод обліку	Значення коефіцієнта		Розподіл, K_c/K_n	Умова відповідності розподілу
	Сведберга, K_c	Ллойда, K_n		
W-mk	1,708	1,604	К/В	$K_c > 1,1$ $K_n [1; 2[$
W-m	1,692	1,596	К/В	$K_c > 1,1$ $K_n [1; 2[$
Сітка, 3 x 12	0,957	0,657	Р/Р	$K_c < 1$ $K_n]0; 1[$

2. Лінійний розподіл соняшникової шипоноски за різними методиками проведення обліків (ТОВ «Айленд», Херсонської обл., 2020 р.)

Метод обліку та вектор	Значення коефіцієнта K_c / K_n	Розподіл, K_c/K_n	Умова відповідності розподілу
W-mk 1 2 3	3,356/3,556 0,619/0,089 0,271/0,291	К/К Р/Р Р/Р	$K_c > 1,1$ $K_n [2; + [K_c < 1$ $K_n]0; 1[$
W-m 1 2 3	3,356/3,556 0,615/0,264 0,065/0,314	К/К Р/Р Р/Р	$K_c > 1,1$ $K_n [2; + [K_c < 1$ $K_n]0; 1[$
Сітка, 3 x 12 1 2 3	1,287/1,237 0,916/0,499 0,447/0,014	К/В Р/Р Р/Р	$K_c > 1,1$ $K_n [1; 2[$ $K_c < 1$ $K_n]0; 1[$

ця між ними становить для варіанту W-mk – 0,104, а без коригування чисельності шипоноски – 0,096.

Імовірність (P_1) того, що випадковість Ллойда може виявитися рівномірністю Сведберга-Ллойда у варіанті W-m становить 0,596, а імовірність (P_2) того, що контагіозність Сведберга може виявитися випадковістю Ллойда - 0,308. Для варіанту W-mk показники P_1 та P_2 становлять 0,604 та 0,292 відповідно. Різниця між ними для W-m становить 0,288, а для W-mk – 0,312 - це є імовірністю невизначеності розподілу, або, іншими словами, 28,8 та 31,2 % помилки у визначенні контагіозності завдяки зростанню гетерогенності

середовища. Це може мати місце або в природних екосистемах, або в агро-екосистемах із підвищеним рівнем гетерогенності. Ознаками останніх можуть бути: мікрорельєф, вологість ґрунту, забезпеченість рослин макро- і мікроелементами, забур'яненість.

Отже, вибір критерію, за яким оцінюється розподіл фітофагів пов'язаний із рівномірністю умов вирощування культури.

Поліноміальні тренди дають змогу визначити величину невизначеності розподілу, як геометричну відстань між точками А і В, які знаходяться на перетині трендів з оптимізаційною прямою 45° та рівнями контагіозності Сведберга і випадковості Ллойда. Перетин із

прямою 45° , дає можливість визначити, що $y = x$, де y відповідає значенню K_c та K_d просторового розподілу, за координатами точок А і В знаходимо відстань між ними. Чим менше значення невизначеності тим більш адекватний опис розподілу (табл. 3).

Оцінка розподілу за повної інформації. За варіанту «сітки» просторовий розподіл Ллойда (0,657) та Сведберга (0,957) рівномірний, але для остан-

нього дуже наближений до випадкового. Лінійний розподіл за Сведбергом змінюється від контагіозного (1,287) до рівномірного (0,916 і 0,447), а за Ллойдом – від випадкового (1,237) до рівномірного (0,499 і 0,014) (табл. 2).

У випадку «сітки», тобто за умови повної інформації, лінійні тренди в точках перетинів із РРС та РРЛ не лежать на оптимізаційній прямій 45° . Відстань між рівнями рівномірності

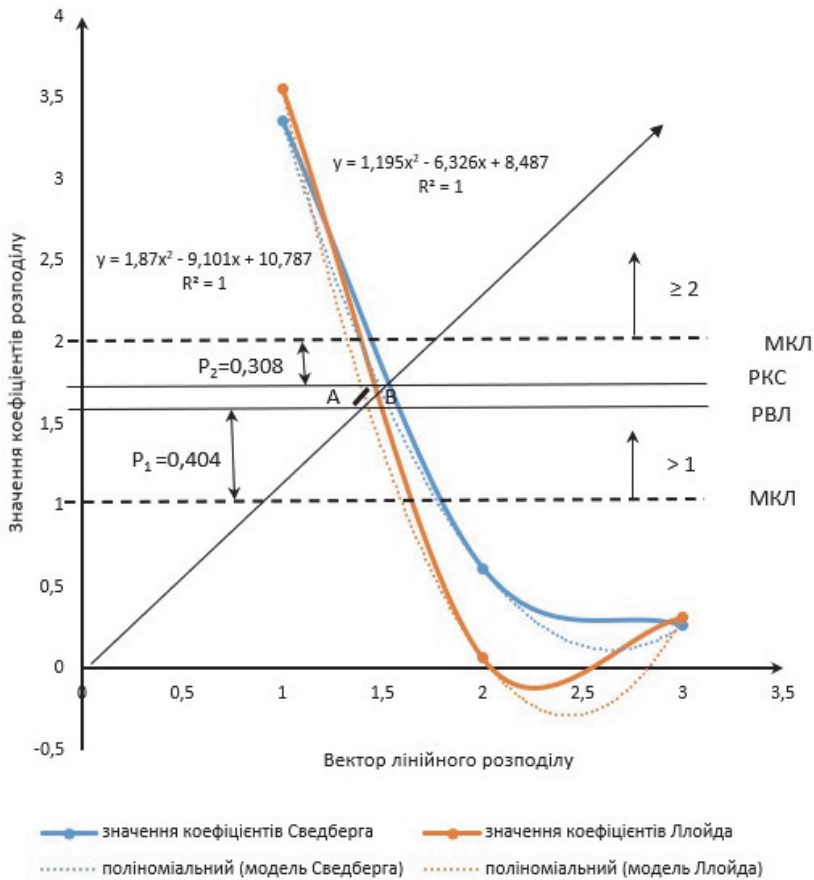


Рис.2. Графічна модель об'єднання просторового та лінійного розподілів популяції соняшникової шипоноски за умови неповної інформації на прикладі варіанту W-m

МКЛ – межа контагіозності Ллойда; РКС – рівень контагіозності Сведберга (1,692); РВЛ – рівень випадковості Ллойда (1,596);

МКС – межа контагіозності Сведберга; АВ – невизначеність розподілу

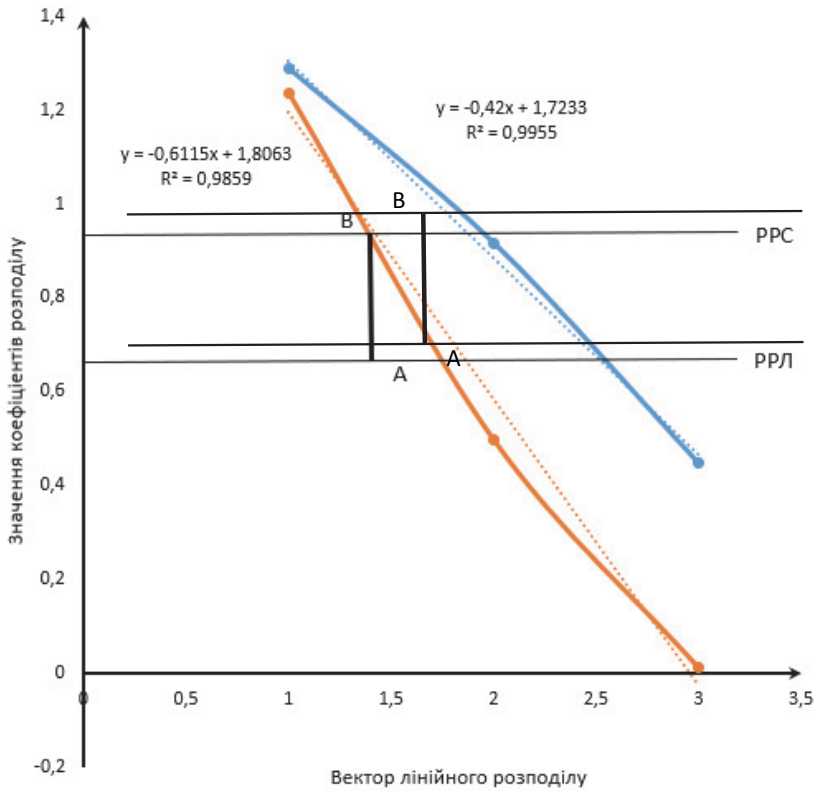


Рис. 3. Графічна модель об'єднання просторового та лінійного розподілів популяції соняшникової шипоносики за умови повної інформації («сітка» обліків)

РРС – рівень рівномірності Сведберга (0,957); РРЛ – рівень рівномірності Ллойда (0,657); АВ – невизначеність розподілу

Ллойда та Сведберга більша – 0,3 (рис. 3) і практично збігається зі значенням невизначеності 0,3057 (табл. 3). Невизначеність тут є тому, що значення

рівномірності Сведберга 0,957 дуже наближене до рівня випадковості 1,0.

Як бачимо, найменше значення невизначеності відповідає методу W-m

3. Оцінка методів моніторингу за значенням невизначеності розподілу

Метод обліку	Рівняння тренду моделі		Значення невизначеності
	Сведберга	Ллойда	
W-m	$y=1,195x^2-6,326+8,487$; $y=x=1,692$	$y=1,87x^2-9,101+10,787$; $y=x=1,596$	0,1357645
W-mk	$y=1,195x^2-6,3205+8,482$; $y=x=1,708$	$y=1,8345x^2-8,9705+10,692$; $y=x=1,604$	0,1470782
Сітка, 3 x 12	$y=-0,42x+1,7233$; $y=0,957$; $x=1,82$	$y=-0,6115x+1,8063$; $y=0,657$; $x=1,8279$	0,3057

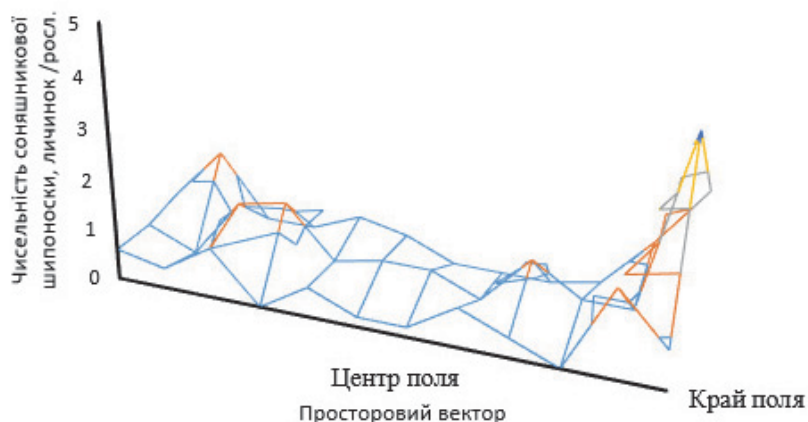


Рис. 4. Крайовий ефект у розподілі соняшникової шипоноски в агроценозі за умови повної інформації («сітка» обліків)

за поліноміальної моделі тренду, який і визначається найбільш адекватним для умови неповної інформації. Невизначеність за умови повної інформації («сітка») – лінійна модель тренду – дорівнює різниці між рівнями рівномірності моделей Сведберга та Ллойда.

«Сітка» даних обліків дає можливість також виявити крайові ефекти в просторовому розподілі популяції фітофага (рис.4). Як видно на прикладі соняшникової шипоноски її чисельність максимальна в крайовій смузі, що межує з лісосмугою, а в центрі агроценозу найменша.

Висновки і пропозиції.

За умови неповної інформації визначено, що за моделлю Сведберга просторовий розподіл шипоноски є контагіозним, а Ллойда – випадковим, лінійний розподіл для обох моделей змінюється від контагіозного до рівномірного; за умови повної інформації визначено, що за моделями Сведберга-Ллойда просторовий розподіл шипоноски є рівномірним, лінійний розподіл для моделі Сведберга

змінюється від контагіозного до рівномірного, Ллойда – від випадкового до рівномірного; за умови неповної інформації поліноміальні тренди дають можливість визначити величину невизначеності розподілу, як геометричну відстань між точками перетинів трендів з оптимізаційною прямою 45° та рівнями контагіозності Сведберга і випадковості Ллойда; за умови повної інформації лінійні тренди дають можливість визначити величину невизначеності розподілу, як геометричну відстань між точками перетинів трендів із рівнями рівномірності Сведберга-Ллойда; оцінка просторового розподілу популяції за умови повної інформації є найбільш оптимальною, оскільки дає змогу визначити крайові ефекти.

References

1. Gongalsky K.B., Zaitsev A.S., Savin F.A. (2009). Spatial distribution of soil animals: a geostatistical approach. *Journal of General Biology*, (Vol. 70, 6, pp. 484-494).
2. Dichenko O. Yu, Pisarenko P.V., Kunah O.M., Zhukov O.V. (2015). Spatial agroecology as a basis for predicting the number of pests.

- Dnipropetrovsk: DNU, 139. Retrieved from https://www.researchgate.net/publication/280315940_Prostorova_agroekologiya_ak_osnova_proгнозу_ciselnosti_skidnikiv DOI: 10.13140/RG.2.1.1014.4485
3. Zhukov A.V., Kunah O.N., Zadorozhnaya G.A., Andrushevich E.V. (2013). Landscape ecology as a basis for spatial analysis of agroecosystem productivity. Ecology and noospherology, (Vol. 24, 1-2, pp. 68-80).
 4. Zhukov O.V., Pisarenko P.V., Kunah O.M., Dichenko O.Yu. (2015). Assessment of variation in space and time of vegetation cover by means of remote sensing of the Earth. Journal of the Dnipropetrovsk State Agrarian and Economic University, 2(36), 105-112
 5. Zhukov O.V., Pisarenko P.V., Kunah O.M., Dichenko O.Yu. (2015). The role of landscape diversity in the population size dynamics of the borage populations in the Poltava region. Journal of the Dnipropetrovsk University. Biology. Ecology, 23, (Vol 1, pp. 21-27).
 6. Kramarenko S.S. (2004). Methods for estimating the absolute density and spatial. Retrieved from <http://www.ievbras.ru/ecostat/Kiril/Article/A18/Vol1/Kramar1.html>
 7. Kramarenko S.S., Zhukov A.A. (2014). Fractal analysis of the spatial structure of terrestrial mollusk populations. Journal of the Dnipropetrovsk State Agrarian and Economic University, 1(33), 32-41.
 8. Omelyuta V.P., Grigorovich I.V., Chaban V.S., Pidoplichko V.N. Kalenich F.S., Petruha O. Y. and Chernenko O.O. (1986). Accounting of Pests and Diseases of Agricultural Crops. Kyiv: Urozhay.
 9. Whittaker R. (1980). Communities and Ecosystems. Moscow: Progress, 1980. 328 c.
 10. Fokin A.V. (2005). Parasitoid wasp *Latibulus argiolus* Rossi. Behavior and ecology. Kiev: Publishing house "Kolobig", 2005. 80 c.
 11. Fokin A.V. (2015). Principles of fractal phytosanitary diagnostics of agroecosystem. Quarantine and Plant Protection, 4, 16-18.
 12. Fokin A.V., Sakhnenko V.V., Sakhnenko D.V. (2018). Modelling of ecotone in accordance with mosaic characteristics of modern entomocomplexes on winter wheat. Scientific reports of NUBIP of Ukraine, 5(75). Retrieved from <http://journals.nubip.edu.ua/index.php/Dopovidi/article/view/11668>.
 13. Hanski I. (2010). The slipping world. Ecological consequences of habitat loss. Moscow: Scientific Publishing House KMK.

S. Yu. Moroz, A.V. Fokin (2021). ASSESSMENT OF THE SPATIAL DISTRIBUTION OF THE SUNFLOWER TUMBLING BEETLE POPULATION. BIOLOGICAL SYSTEMS:

THEORY AND INNOVATION, 12(1): 90-99. <http://journals.nubip.edu.ua/index.php/Biologiya/editor/submit/15099>. <https://doi.org/10.31548/biologiya2021.01.009>.

Abstract. We have evaluated the distribution of the sunflower tumbling beetle (STB) to optimize the methods of its monitoring and to establish the spatial localization of the phytophage concentration in order to increase the efficiency of measures to regulate its abundance. We counted the STB after harvest at least in 20 points of the field; we collected stems and their root parts in plots 1x1 m, opened them and counted the number of larvae in each stem; we also counted broken plants at a height of 50-60 cm. Svedberg and Lloyd models used to analyze the distribution (uniform, random, contagious) of the STB population on the crops of F1 hybrid "Sonyachnyy Nastriy". The data obtained as a result of solid - by field squares (grid) and W-like route surveys processed according to their parameters. The last ones was process both with application of statistical correction of plots according to the number of the STB (larvae / plant) - by changing the index of abundance by the size of an accounting plot, which is different from the average area, and by results of direct counts carried out in one or another point of the field.

The distribution can be spatial - within the entire agrocenosis, and linear - within the vector (strip of registration plots). It can also be based on complete (grid data) or incomplete (en-route counts) information. Lloyd's model assumes a higher probability of random values of distribution. When estimating the distribution based on incomplete information, the values of the Swedberg and Lloyd coefficients for the spatial distribution are 1.708 and 1.604 for W-route with area-adjusted abundance and 1.692 and 1.596 without adjustment respectively, which gives values of contagious and random distribution. Applying the linear version of the estimate gives a contagious distribution for the Swedberg and Lloyd models for the 1st vector and an even distribution for the 2nd and 3rd vectors. When estimating the distribution based on complete information (the "grid" variant), the spatial distribution of Lloyd - 0.657 and Swedberg - 0.957 is uniform, but for the latter it is very close to the random distribution. The linear distribution by Swedberg varies from contagious - 1.287 to uniform - 0.916 and 0.447, and by Lloyd - from random - 1.237 to uniform - 0.499 and 0.014. Given incomplete information, the polynomial trends allow us to determine the magnitude of the uncertainty in the distribution as the geometric distance between the points of intersection of the trend lines with the 45° optimization line and the Swedberg contagion and Lloyd's randomness levels. Provided the information is complete, linear trends allow us to determine the magnitude of the uncertainty in the distribution as the geometric distance between the points of intersection of the trend lines with the Swedberg-Lloyd uniformity levels. "Grid" of these counts allows revealing marginal effects in spatial distribution of phytophage population, the number of which is maximal in the marginal strip bordering the forest belt, and minimal in the center of agrocenosis. Under the condition of incomplete information it was found that according to Swedberg criterion the spatial distribution of the STB is contagious and Lloyd's is random, the linear distribution for both models changes from contagious to uniform; under the condition of full information it is found that on the basis of Swedberg-Lloyd models the spatial distribution of the stonefly is uniform, linear distribution for the Swedberg model changes from contagious to uniform, Lloyd - from random to uniform; estimation of the spatial distribution of the population on the basis of full information is the most optimal because it allows to determine the marginal effects.

Keywords: phytophagous, sunflower, measurements, randomness, uniformity, contagiousness, Swedberg and Lloyd models, marginal effect.
