

УДК 550.382.3

О. Круглов¹, канд. геол. наук, ст. наук. співроб.,

E-mail: alex_kruglov@ukr.net

О. Меньшов², д-р геол. наук, ст. наук. співроб.,

E-mail: menshov.o@ukr.net

Є. Улько¹, канд. екон. наук, ст. наук. співроб.,А. Кучер¹, канд. екон. наук, зав. сектору,П. Назарок¹, наук. співроб.¹ННЦ "Інститут ґрунтознавства та агрохімії імені О.Н. Соколовського"

вул. Чайковська, 4, м. Харків, Україна;

²Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ННІ "Інститут геології", вул. Васильківська, 90, м. Київ, 03022, Україна

ІНДИКАЦІЯ ЕРОЗІЙНИХ ПРОЦЕСІВ У ҐРУНТОВОМУ ПОКРИВІ ХАРКІВСЬКОЇ ОБЛАСТІ ЗА МАГНІТНИМИ ДАНИМИ

(Рекомендовано членом редакційної колегії д-ром фіз.-мат. наук, проф. П.О. Міненком)

При формуванні системи нових земельних відносин в Україні, а також в умовах євроінтеграції, сільськогосподарські землі потребують оновлення методичних підходів із ґрунтоохоронного моніторингу, які, у свою чергу, направлені на підвищення точності досліджень та здешевлення їхньої вартості. Серед таких ефективних інструментів пропонується застосування магнетизму ґрунтів для вивчення ерозійних процесів. Упровадження магнітних методів на рівні технології пов'язане з методичними проблемами: формою та густотою мережі опробувань, достовірністю статистичного зв'язку. Об'єктом дослідження виступили ерозійні процеси ґрунтового покриття на території полігону в межах земель Русько-Тишківської селищної ради (Харківська обл.). Було використано польові, науково-пошукові, статистичні, лабораторні та картографічні методи. Показники магнітної сприйнятливості (МС) і вмісту гумусу (Г) були одержані для зразків ґрунтів із трьох шарів розрізу (0–10, 10–20 та 25–40 см). Було сформовано послідовність показників, систематизовано числові значення МС 1, МС 2, МС 3 та Г 1, Г 2, Г 3. Виявлено, що показник вмісту гумусу характеризується більшим ступенем варіації, ніж магнітна сприйнятливість. Вибіркові дані мають більш щільний розподіл порівняно з показником вмісту гумусу за всіма горизонтами ґрунту. Порівняння досліджуваних показників за величиною відносної граничної похибки вибірки встановило, що більш достовірні результати спостерігаються для магнітної сприйнятливості, оскільки граничні похибки вибірки за всіма горизонтами ґрунту є меншими, ніж для вмісту гумусу. У статті широко застосовувалися статистичні тести на перевірку однорідності сукупності відібраних польових даних. Згідно з Т-критерієм Крамера – Велча для всіх вибірок, крім МС 3, виконується вимога щодо однорідності математичного сподівання. Кореляційний аналіз вибірок показав, що найменші коефіцієнти рангової кореляції Спірмена виявлені в парі Г 1 і МС 1 та в парі Г 1 і МС 3, які відповідно становлять 0,697 і 0,641. МС і вміст гумусу проявляють достатньо високий ступінь зв'язку, який простежується для різних генетичних горизонтів.

Ключові слова: ґрунти, магнітна сприйнятливість, ерозія.

Вступ. Питання індикації проявів ерозійних процесів завжди було одним із головних у цілій низці дисциплін: ґрунтознавство, землеустрій, землеробство, економіка природокористування тощо. Визначення ступеня змитості ґрунту важливе для суб'єктів господарювання. При цьому рослинництво на еродованих землях потребує особливих режимів внесення добрив і пестицидів. Зацікавленість землевпорядників полягає в коректному складанні проектів господарського землеустрою. Слід відзначити, що змиті відміни ґрунтів переважно не входять до списку особливо цінних, а, отже, мають спрощений процес трансформації сільськогосподарських угідь і зміни цільового призначення земель.

Градація ґрунтів на відміни: незмиті, слабкозмиті, середньозмиті та сильнозмиті базується на визначенні скорочення гумусового профілю порівняно з незмитим еталоном (Булыгин и др., 1998; Орлов и Танасиенко, 1985; Сурмач, 1992). Таке скорочення діагностують шляхом закладання ґрунтових розрізів або відбору ґрунтових колонок буром. Є альтернативний варіант, за якого ступінь змитості визначається за вмістом гумусу у верхньому шарі ґрунту.

Усі вказані методи мають ряд суттєвих недоліків: вони розроблені для роботи з великими земельними масивами. Проте в результаті проведення земельної реформи в аграрному секторі з'явилися різноманітні форми господарювання, у тому числі багато малих за площею бізнес-структур. За наявних методик проведення досліджень вони характеризуються низькими показниками деталістості та експресності, високою вартістю (Меньшов та ін., 2012; Kruglov and Menshov, 2017). Також виникає потреба в залученні висококваліфікованих кадрів.

Одним із шляхів вирішення зазначеного вище завдання є застосування одного з методів магніторозвідки, а саме визначення питомої магнітної сприйнятливості (МС) орного (верхнього) горизонту сільськогосподарських земель. Попри численні спроби довести метод до рівня технології проблема на теперішній час залишається

до кінця не вирішеною, застосування МС для визначення еродованості ґрунтів агроценозу стикається з недостатнім вивченням як самого зв'язку МС та вмісту гумусу в ґрунті, так і проблемами, що пов'язані з формою та щільністю мережі відбору, способами відбору зразка (Меньшов та ін. 2017).

Підвищенню ефективності інтерпретації отриманої інформації сприяє все ширше застосування магнітних досліджень ґрунтового покриття в Україні (Меньшов, 2016) та за її межами (Jordanova et al., 2014; Jakšik et al., 2016). Крім того, важливим лишається питання розробки природного та техногенного сигналів (Banzi et al., 2017), особливо у контексті завдання сталого розвитку важкої промисловості України (Filonenko, 2018).

Мета роботи – дослідити зв'язок МС, вмісту гумусу та еродованості на прикладі одного з найбільш поширених ґрунтів Лісостепової зони – чорнозему типового, обґрунтувати глибину відбору зразка, показати деякі аспекти інформативності застосування МС. Для вирішення даного завдання було заплановано виконати такі дослідження:

1. Дослідити репрезентативність вибірок за показниками МС та вмісту гумусу орного шару ґрунту (0-25 см) та підорного (30-40 см) горизонту.

2. Виявити характер просторового розподілу та взаємозв'язки між вмістом гумусу, МС та ерозійним індексом.

Об'єкти та методи. Під час підготовки роботи було задіяно польові, науково-пошукові, статистичні, лабораторні та картографічні методи. За відсутності картографічних матеріалів щодо еродованості ґрунтів ділянки досліджень використовували картограму індексу ерозійної небезпеки (КЕН) території Іе, що показує відношення швидкості водного потоку (під час випадіння злив) у цій точці до максимальної нерозмивної швидкості для відповідного ґрунту (Куценко та Тімченко, 2016):

$$I_e = \frac{v}{v_p}, \quad (1)$$

де V – швидкість водного потоку (середня або донна), м/с; V_p – розмивна швидкість водного потоку (середня або донна), м/с.

У роботі використано шкалу індексу ерозійної небезпеки, запропоновану М.В. Куценком (табл. 1):

Таблиця 1

Шкала оцінки ерозійної небезпеки земель	
Інтервали I_e	Оцінка ерозійної небезпеки
0,0 – 0,5	Ерозійно-безпечні землі
0,5 – 1,0	Умовно ерозійно-безпечні землі
1,0 – 1,5	Допустимо ерозійно-небезпечні землі
1,5 – 2,0	Ерозійно-небезпечні землі
> 2,0	Надмірно ерозійно-небезпечні землі

Під час нашого дослідження використовувалися методики відбору ґрунтових проб за ДСТУ 4287:2004 та визначення вмісту гумусу за ДСТУ 4289:2004, параметр питомої магнітної сприйнятливості (Evans and Heller, 2003), коефіцієнт ерозійної небезпеки визначали за М.В. Куценком (Куценко та Тімченко, 2016). Визначаючи статистичні показники, автори користувались стандартним програмним продуктом Statistica®, візуалізацію результатів дослідження було проведено в середовищі MapInfo.

Об'єктом дослідження обрано ґрунтовий покрив на території умовного полігону в межах земель Русько-Тишківської селищної ради (Харківський район Харківської області), який представлений катенарним рядом чорноземів типових. Досліджувані землі використовують у польовій сівозміні без технологічних обмежень. Проби відбирали восени, невдовзі після проведення основного обробітку ґрунту (дискування на глибину до 15 см з посівом озимої пшениці без внесення мінеральних добрив), тобто за умови максимально можливої польової гомогенності оброблюваного шару. На ділянці відсутні ускладнення галоморфної або гідроморфної природи. Проби

ґрунту були відібрані за схемою, зображеною на рис. 1, із трьох шарів (0–10, 10–20 та 25–40 см).

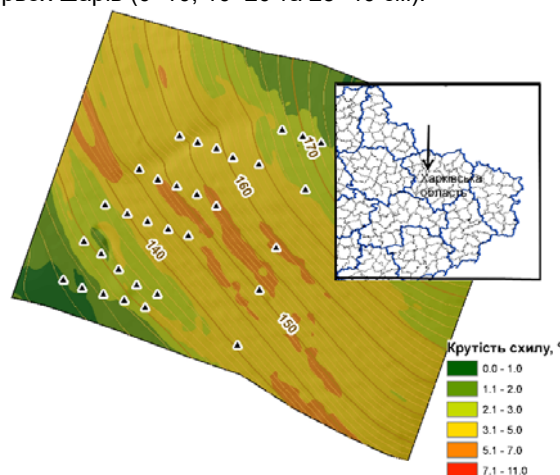


Рис. 1. Схема відбору зразків ґрунтового покриву ділянки спостережень та картограма ухилів поверхні

Результати та їх обговорення. Згідно з результатами досліджень Л. Смірнкової зі співавторами, використання профільного відбору проб ґрунту для визначення вмісту гумусу дозволяє більш надійно локалізувати еродованість (змитість) (Смирнова і др., 2011). Відповідно, за нерегулярною сіткою було відібрано із трьох шарів проби ґрунту, для яких у лабораторних умовах було визначено вміст гумусу (Г 1, Г 2 та Г 3) та МС (МС 1, МС 2 та МС 3). Додатково для визначення ерозійного статусу території місць відбору проб було визначено КЕН I_e за формулою 1.

На першому етапі досліджували числові статистичні характеристики одержаних вибірок. Основні результати показано в табл. 2, 3 та 4.

Таблиця 2

Описові статистичні характеристики масивів даних

Показник	Вміст гумусу, %			МС, 10^{-8} м ³ /кг			КЕН (I_e)
	Г 1	Г 2	Г 3	МС 1	МС 2	МС 3	
Число спостережень	32	32	32	32	32	32	32
Середнє арифметичне	3,23	3,25	2,80	72,3	72,1	64,8	1,80
Мода	п/м	п/м	2,70	п/м	п/м	67,5	п/м
Максимальне значення	4,41	4,41	4,24	107,4	96,7	94,4	2,76
Мінімальне значення	2,24	2,03	1,17	51,9	51,4	22,2	1,09
Медіана	3,17	3,19	2,78	70,4	70,9	70,0	1,82
Стандартне відхилення	0,53	0,54	0,79	10,1	8,6	17,1	0,32
Коефіцієнт варіації, %	16,2	16,3	27,6	13,7	11,7	25,9	17,3
Гранична похибка вибірки ($p=0,95$), %	5,6	5,6	9,6	4,8	4,0	9,0	6,0

Як видно з таблиці, відібрані масиви даних (табл. 2) для двох верхніх горизонтів відбору характеризуються середніми значеннями варіативності ознаки, які між собою залишаються близькими. Так, за вмістом гумусу першого та другого горизонту (Г 1 та Г 2) їхнє середньоарифметичне значення становить відповідно 3,23% та 3,25%. Аналогічно, незначне відхилення за цим самим показником спостерігається і для магнітної сприйнятливості (МС 1 та МС 2) або $72,3 \times 10^{-8}$ м³/кг та $72,1 \times 10^{-8}$ м³/кг відповідно. Слід зазначити, що для двох верхніх горизонтів за вмістом гумусу та магнітної сприйнятливості близькими залишаються значення й деяких інших статистичних показників, таких як медіана, коливання від мінімального до максимального значення, стандартне відхилення, коефіцієнт варіації та гранична похибка вибірки. Проте зовсім інші результати одержано за двома показниками в нижньому горизонті ґрунту (Г 3 та МС 3). Для нього спільним є не лише зменшення числових характеристик порівняно з двома верхніми горизонтами ґрунту, а й відмічається одночасне підвищення варіативності досліджуваних

ознак. Тобто про збільшення дисперсії цих показників у нижньому горизонті свідчить стандартне відхилення, коефіцієнт варіації та гранична похибка вибірки. Отже, стандартне відхилення, яке показує величину абсолютної варіації ознаки у вибірці та вимірюється в тих же одиницях, що й вибіркові показники, матиме кращі оцінні значення, якщо буде зменшуватися. Тому за досліджуваними вибірковими ознаками (показниками) виявлено, що варіація підвищиться з глибиною відбору проб.

За величиною коефіцієнта варіації досліджувані показники перебувають у допустимих межах, тому вони можуть вважатися як однорідні, без істотних відхилень або, якщо аналізувати їхню однорідність, не перевищують величини розсіювання в 33%. Вибіркові дані за магнітною сприйнятливістю мають щільніший розподіл ніж за вмістом гумусу, а тому це варто враховувати як одну з потенційних переваг під час індикації проявів ерозійних процесів.

Окремо слід відзначити й характеристику надійності розподілу досліджуваних показників за вибірковими ознаками досліджуваного об'єкта. Для взаємного

порівняння показників ми обчислили відносну граничну похибку вибірки, яка враховує надійність розподілу t-Стюдента за умов двостороннього інтервалу за ймовірності 0,95. Це певний інтервал довіри, у якому досліджувана вибіркова ознака набирає значення від нижньої межі до верхньої з урахуванням надійності такого розподілу. Відтак, як свідчать дані табл. 2, кращі результати спостерігаються для магнітної сприйнятливості, оскільки їхні граничні похибки вибірки за всіма горизонтами ґрунту виявилися меншими, ніж для вмісту гумусу.

Статистична оцінка вибірки для індексу ерозійної небезпеки (табл. 2) свідчить про загально допустимі значення цього показника з позитивними характеристиками. Так, при середньому значенні цього показника, який становить 1,80, медіана не істотно відхиляється від нього й становить 1,82, що є досить близьким показником. Величина індексу ерозійної небезпеки за об'єктом досліджень

змінювалася від найменшого – 1,09 до найбільшого – 2,76, що підкреслює доволі динамічні процеси на одній ділянці. Допустимою є й величина коефіцієнта варіації – 17,3%, яка підкреслює, незважаючи на динамічність процесу змиву ґрунту, що одержані дані за цим показником є однорідною вибіркою. При цьому інтервал довіри, про який свідчить гранична похибка вибірки ($p=0,95$), становить 6%. Тобто вибіркові дані індексу ерозійної небезпеки з ймовірністю 95% перебувають у межах 6% порівняно із середнім (арифметичним), що не істотно відрізняється від інших оцінюваних показників.

Важливий крок (етап) щодо оцінки вибірових ознак (показників) полягає в обчисленні асиметрії та ексцесу, а також виявлення відповідності їх до закону нормального розподілу (табл. 3 і 4).

Таблиця 3

Оцінка досліджуваних вибірових рядів на відповідність їх щодо закону нормального розподілу за асиметрією

Вибірковий ряд (показник)	Асиметрія (A_s)	Похибка асиметрії (σ_A)	Співвідношення $\left(\frac{ A_s }{\sigma_A}\right)$	Характеристика асиметрії розподілу	Висновок за відповідністю щодо закону нормального розподілу
Г 1	0,507	0,414	1,2	правостороння, висока	відповідає
Г 2	0,477	0,414	1,2	правостороння, середня	відповідає
Г 3	-0,249	0,414	0,6	лівостороння, низька	відповідає
МС 1	1,389	0,414	3,4	правостороння, висока	не відповідає
МС 2	0,137	0,414	0,3	правостороння, низька	відповідає
МС 3	-1,183	0,414	2,9	лівостороння, висока	відповідає
Індекс (I_e)	0,389	0,414	0,9	правостороння, середня	відповідає

із даних табл. 3 випливає, що всі показники мають різний ступінь прояву асиметрії. Лівостороння асиметрія характерна для підорних горизонтів як за вмістом гумусу, так і магнітною сприйнятливостю. При цьому верхній горизонт ґрунту за двома показниками проявляє високий ступінь асиметрії. Для індексу ерозійної небезпеки виявлена правостороння із середнім ступенем

асиметрії. Проте, враховуючи критичне значення асиметрії, яка допускається для закону нормального розподілу, було виявлено, що лише МС 1 має надмірну величину, тим самим ця вибірка не відповідає допустимій умові зазначеного закону. Отже, МС 1 має чітко виражену високу правосторонню асиметрію, якою не можна нехтувати під час стохастичного моделювання.

Таблиця 4

Оцінка досліджуваних вибірових рядів на відповідність їх щодо закону нормального розподілу за ексцесом

Вибірковий ряд (показник)	Ексцес (E_s)	Похибка ексцесу (σ_E)	Співвідношення $\left(\frac{ E_s }{\sigma_E}\right)$	Характеристика ексцесу розподілу	Висновок за відповідністю щодо закону нормального розподілу
Г 1	0,124	0,809	0,2	гостровершинний	відповідає
Г 2	0,493	0,809	0,6	гостровершинний	відповідає
Г 3	-0,289	0,809	0,4	плосковершинний	відповідає
МС 1	5,098	0,809	6,3	гостровершинний	не відповідає
МС 2	2,747	0,809	3,4	гостровершинний	не відповідає
МС 3	1,349	0,809	1,7	гостровершинний	відповідає
Індекс (I_e)	1,797	0,809	2,2	гостровершинний	відповідає

За характером ексцесу досліджувані вибіркові ознаки переважно мають гостровершинну форму розподілу і лише плосковершинна відмічається для Г 3 (табл. 4). Таким чином, для вибірок притаманним є щільне групування вибірових даних (значень) навколо своїх середніх. Загалом оцінка за величиною ексцесу показує, що МС 1 та МС 2 не відповідає закону нормального розподілу, оскільки величина співвідношення ексцесу до похибки відповідно становить 6,3 та 3,4 (більше 3). Отже, тест на відповідність закону нормального розподілу за величиною ексцесу не пройшов МС 2, а МС 1 не пройшов як за асиметрією, так і ексцесом. Ураховуючи одержані дані, які підтверджують наявність (присутність) ексцесу для МС 1 та МС 2, під час стохастичного моделювання нехтувати впливом саме ексцесу не слід.

У цьому випадку слід провести детальніше оцінювання за статистичними критеріями вибірових ознак на відповідність закону нормального розподілу та виявлення між показниками кореляційної залежності. Але перед цим

не менш істотним є уточнення достатності вибірок на обсяг спостережень (подій). Тому ефективність оцінювання досліджуваних ознак і загалом їхня об'єктивність залежить від повноти одержання інформації через якомога ширшу систему аналізу даних за всіма складниками. Це, у свою чергу, залежить від вибору методичного підходу, за яким здійснюють такий аналіз. Приклад наведено в роботі (Кучер та ін., 2017), де розглянуто оцінювання технологій вирощування сільськогосподарських культур за ефективністю використання ресурсів, у тому числі землі. Про репрезентативність вибірових ознак будемо стверджувати не лише на підставі варіативності ознак чи однорідності відібраних даних, а й достатньої їхньої кількості або обсягу вибірки. Якщо фактичне значення буде поступатися розрахунковому обсягу вибірки, то така вибірка не буде прийматися до розгляду через невідповідність умов репрезентативності. Між тим, це не говорить про недопустимість розгляду таких вибірових ознак, а

лише уточнення їх для підвищення достовірності статистичних спостережень, підвищення якості проведення в подальшому регресійного аналізу.

У зв'язку з підвищеною дисперсією деяких вибірових ознак, не всі вони повною мірою задовольняють умову достатнього обсягу відібраних даних (табл. 5).

Таблиця 5

Гранична похибка (довірчий інтервал) і критичний обсяг вибірки при $S=8\%$ ($p=0,95$)

Вибірковий ряд (показник)	Середньоквадратична похибка (σ)	Середня похибка вибірки (μ_x^-)	Гранична похибка вибірки (Δ_x^-)	Гранична похибка вибірки при 8% (Δ_x^S)	Обсяг вибірки (n)
Г 1	0,53	0,094	0,184	0,258	16
Г 2	0,54	0,095	0,186	0,260	17
Г 3	0,79	0,140	0,274	0,224	48
МС 1	10,1	1,785	3,499	5,783	12
МС 2	8,6	1,520	2,979	5,769	9
МС 3	17,1	3,023	5,925	5,187	42
Індекс (I_e)	0,32	0,057	0,112	0,144	19

З метою подальшої перевірки репрезентативності вибірок за досліджуваними показниками було використано методику повторного відбору за середнього розміру ознаки (Наконечний та ін., 2005). Крім того, розрахункова гранична похибка вибірки враховувала критичний поріг допустимого відхилення або похибку (S), яка має становити не більше 8% (Моторин та Чеботовський, 2011; Савицкая, 2002). Такий додатковий прийом здійснено, щоб підвищити точність аналізу одержаних польових спостережень завдяки забезпеченню більшого ступеня однорідності сукупності даних (випадків) за кожним із показників (Новиков, 2006).

Із табл. 5 випливає, що лише дві вибірки мають перевищення величини граничної похибки вибірки за фактом над її граничним рівнем, тобто при $S=8\%$. А саме для Г 3 та МС 3 фактична гранична похибка вибірки становить 0,274 та 5,925 відповідно. Граничний рівень похибки цих спостережень – відповідно 0,224 та 5,187, а фактичний довірчий інтервал виходить за межі прийнятого критичного за ймовірності 95%. Звідси випливає, що одержані вибірові спостереження в обсязі 32 одиниці не є достатніми для цих показників. Тому необхідно для забезпечення прийнятного рівня репрезентативності вибірових спостережень збільшити обсяги вибірки в 48 одиниць для Г 3 та 42 одиниці для МС 3. Найбільша варіативність проявляється за обома показниками для нижнього горизонту ґрунту, при цьому для показника за вмістом гумусу необхідність збільшення числа спостережень вища, ніж за магнітної сприйнятливості. Більш високий ступінь прояву просторової диференціації саме в підорному шарі пов'язаний із градієнтними значеннями досліджуваних показників по латералі, які нівелюються через постійне перемішування шару внаслідок проведення основного обробітку ґрунту (оранка, дискування, культивування) (Сухорада та Круглов, 2005).

Для перевірки на однорідність вибірових сукупностей скористаємося статистичними тестами. Застосування критеріїв забезпечує математично обґрунтоване прийняття істинної та відхилення помилкової гіпотези, зменшує ймовірність виникнення похибок, пов'язаних із якістю проведення первинного аналізу відібраних показників (Руденко, 2012; Холлендер і Вульф, 1983; Хейс, 1981; Опря, 2005). У цьому випадку важливу роль відіграють параметричні критерії оцінки вибірових рядів (Орлов, 2015), деякі з них залежно від їхнього призначення наведено в табл. 6.

Для поліпшення статистичної перевірки на однорідність вибірок і підвищення якості формулювання висновків нами було додатково розглянуто й непараметричний критерій. Перехід на непараметричні доповнення статистичних перевірок пов'язаний із малим обсягом вибірок, де для всіх показників виконується умова $n_i < 100$ спостережень.

Усі критерії передбачають тестування раніше сформульованих гіпотез, де нульова (H_0) свідчить про відсутність підстав стверджувати про неоднорідність незалежних вибірок. У такому разі відобразимо їх як не спрямовані гіпотези, а саме: $H_0: \psi_1 - \psi_2 = 0$, за якою ψ_1 не відрізняється від ψ_2 ; якщо буде протилежний випадок, то приймається альтернативна (конкурентна) гіпотеза такого вигляду: $H_1: \psi_1 - \psi_2 \neq 0$. Значення параметрів ψ мають незалежні вибірки, які входять до генеральної сукупності, а безпосереднє оцінювання цих параметрів здійснюють на підставі зіставлення величин за емпіричним критерієм і його критичним рівнем. Лише в разі відповідності згідно з припущеними умовами остаточно можна приймати або відхиляти нульову гіпотезу зі статистичною достовірністю та математичною строгістю.

Згідно з критерієм Крамера – Велча для всіх вибірок, крім МС 3, виконується сформульована вимога, а тому приймається нульова гіпотеза. Відтак вони однорідні за математичними сподіваннями, а для МС 3 математичні сподівання – відмінні, що за цією характеристикою не відповідає належності МС 3 до однієї генеральної сукупності, тим самим нульова гіпотеза – відхиляється, а приймається конкурентна.

Згідно з непараметричним критерієм Вілкоксона – Манна – Вітні виявлено, що всі його емпіричні значення перевищують критичний рівень, а тому для кожного з них приймається нульова гіпотеза про відсутність розбіжностей між двома вибірками як достатньо значущих. Тобто цей критерій свідчить про близькість (схожість) двох вибірок за кожною з ознак (показників), а загалом про однорідність вибірових спостережень. Проте він має істотний недолік, оскільки ним не завжди вдається виявити розходження функцій розподілу (Руденко, 2012). Але, враховуючи те, що це питання відіграє особливе значення під час оцінки однорідності, то скористаємося Z-критерієм Лемана – Розенблатта типу омега-квадрат (ω^2).

Таблиця 6

Результати визначення однорідності та відповідності емпіричних даних генеральній вибірці досліджуваних показників

Показник (X_i)	Критерій Крамера-Велча		Критерій Вілкоксона-Манна-Вітні		Критерій Лемана-Розенблатта	
	Темп.	Темп.:ткр	Уемп.	Уемп.:Укр	Земп.	Земп.:Зкр
Г 1	-0,65	<	133,5	>	0,25	<
Г 2	-0,26	<	113,0	>	0,26	<
Г 3	1,08	<	99,0	>	0,47	>
МС 1	-0,41	<	130,0	>	0,12	<
МС 2	-0,22	<	138,0	>	0,20	<
МС 3	2,01	>	92,0	>	0,53	>
Індекс	1,25	<	120,0	>	0,21	<

Звідси сформульовані гіпотези набудуть такого вигляду: $H_0: F_1(x_i) = F_2(x_i)$ – нульова гіпотеза та $H_1: F_1(x_i) \neq F_2(x_i)$ – конкурентна гіпотеза. При цьому F_1 та F_2 функції розподілу двох вибірових сукупностей вибірки за x_i . Зауважимо, що нульова гіпотеза (H_0) передбачає відсутність різниці між функціями розподілу двох незалежних вибірок, у протилежному разі матиме місце конкурентна гіпотеза (H_1).

Одержані результати, які представлено в табл. 6, свідчать, що лише за Г 3 і МС 3 емпіричні значення Z-критерію перевищують критичні, а тому нульова гіпотеза відхиляється, натомість приймається конкурентна. Робимо висновок, що Г 3 і МС 3 мають відмінності за функціями розподілу порівняно з генеральною сукупністю, тим самим з рівнем значущості $\alpha=0,05$, що доводить їхню неоднорідність. Більше того, ці показники неоднорідні за Z-критерієм, а також мають недостатній обсяг вибірок (табл. 5). Накладається подвійне обмеження на два показники, що свідчить про низьку якість одержаних даних. До того ж Г 3 характерна висока варіація та неоднорідність за функціями розподілу, де набір спостережень з високою мірою статистичної значущості не належить одній генеральній сукупності, а взяті з різних за походженням масивів даних. Тобто їм притаманна різна природа підпорядкування до розподілу чисел, що ускладнює спроможність імовірнісного розподілу за функцією щільності, оскільки емпіричні величини будуть розходитися з теоретичними величинами. Для Г 3 неоднорідність випливає з причин високої дисперсії та різних функцій розподілу значень досліджуваних ознак, хоча за математичним очікуванням такі порушення відсутні. Однак для МС 3, разом з попередніми недоліками Г 3, додатковим виступає порушення схожості математичних очікувань, підтверджуючи різномірне походження одержаних

даних, які за двома критеріями належать не до однієї генеральної сукупності. Що стосується причин, пов'язаних із дисперсією досліджуваних ознак, то її негативний вплив може бути мінімізований через додаткове збільшення кількості спостережень, а саме через оптимальний підбір параметрів сітки. Але остання потребує проведення нових статистичних розвідок, оскільки, не зважаючи на високу дисперсію, присутніми є ряд інших недоліків, які роблять спостереження за нижнім горизонтом ґрунту в розрізі двох показників не приналежними генеральній сукупності. Так, гранична похибка вибірки за Г 3 є більшою, ніж для МС 3 (табл. 2), але за Т-критерієм значно гіршим опинився МС 3 (табл. 6), що є зовсім протилежним випадком порівняно з дисперсією.

Ураховуючи попередній крок щодо уточнення вибіркової сукупності спостережень на однорідність ознак, виявлено, що Г 3 та МС 3 не задовольняють цій умові, тому їхні вибірки не можна вважати репрезентативними. А отже, брати участь у подальшому статистичному дослідженні вони не повинні, хоча для повноти (комплексності) досліджень будемо їх і надалі враховувати, але водночас зважати на зазначену невідповідність умові однорідності. Таким чином, на цьому етапі ми додатково уточнили статистичну надійність відібраних спостережень, де два показники не відповідають заявленим вимогам, а тому для одержання за ними якісної оцінки регресії у такому виді не можуть застосовуватися.

Під час побудови математичних (стохастичних) моделей зв'язку між досліджуваними показниками велика роль належить визначенню розподілу їхніх значень. Форму нормального розподілу визначали за основними методами: Колмогорова – Смірнова, Шапіро – Вілка та за допомогою параметра Лільєфорса (табл. 7).

Таблиця 7

Результати оцінки вибірових сукупностей (показників) згідно із законом нормального розподілу

Показник (X_i)	Обсяг вибірки (N)	Колмогорова-Смірнова (K-S)	p(K-S)	Лільєфорса p(l)	Шапіро-Віллка (S-W)	p(S-W)
Г 1	32	0,173	>0,20	<0,05	0,947	0,1171
Г 2	32	0,138	>0,20	<0,15	0,953	0,1704
Г 3	32	0,070	>0,20	>0,20	0,980	0,8071
МС 1	32	0,178	>0,20	<0,05	0,830	0,0002
МС 2	32	0,165	>0,20	<0,05	0,907	0,0092
МС 3	32	0,187	<0,20	<0,01	0,883	0,0023
I_e	32	0,096	>0,20	>0,20	0,958	0,2437

Висуваємо нульову гіпотезу H_0 щодо відповідності нормальному розподілу вибірових спостережень, для якої за всіма показниками ймовірності має виконуватися така умова: $p>0,05$, а в іншому випадку гіпотеза H_0 відхиляється. Вони мають такий вигляд: $H_0: F(x_i) > a$ або $H_1: F(x_i) \leq a$, де $F(x_i)$ – неперервна й невідома функція розподілу за вибіркою x_i з обсягом n_i , a – виступає критичним значенням, що можна записати як $a = p_k^j$, а p – фактична (розрахункова) величина за j -го методу оцінювання за умови коли $p^j < p_k^j \leq p^j$, тоді роблять висновок про вибірову сукупність (x_i) щодо відмінності чи схожості (подібності) з нормальним розподілом. Серед j -го методу оцінювання важливе місце займає метод Шапіро-Віллка (S-W), оскільки за рейтингом посідає першу сходинку серед двадцяти одного аналітичного методу (Кобзарь, 2006). Слід зазначити, що введення нових параметрів оцінювань є вимушеним кроком, оскільки раніше проведений статистичний аналіз вибірових сукупностей (рядів) на присутність або відсутність асиметрії та ексцесу є недостатнім, щоб можна було стверджувати про

їхній нормальний розподіл. Оскільки ці критерії дозволяють перевірити лише деякі співвідношення між моментами розподілу й аж ніяк не є спроможними критеріями нормальності (Руденко, 2012).

Зважаючи на те, що МС 1 має чітко виражену асиметрію та ексцес, а також останній недолік виявлено й для МС 2, то більш повний аналіз розподілу вибірових ознак теж підтвердив невідповідність їхніх величин нормальному розподілу, оскільки $p(l)$ та $p(S-W)$ менші 0,05. Слід зазначити, якщо хоч один із показників за ймовірності буде менше 0,05, то H_0 має бути відхиленою, а вибіркова сукупність вважається такою, що не підпорядковується закону нормального розподілу. Як видно з даних таблиці 6, усі вибірові спостереження магнітної сприйнятливості та вмісту гумусу верхнього горизонту ґрунту (Г 1) не відповідають нормальному розподілу. Крім того, показник Г 3 хоч і має істотну достовірність приналежності нормальному розподілу, що засвідчується високими значеннями ймовірності за оцінюваними критеріями (табл. 7), але, враховуючи неоднорідність вибірового спостереження, теж має бути відхиленою. Таким чином, ми не маємо повної відповідності окресленим статистичним умовам як

для вмісту гумусу, так і магнітної сприйнятливості. Однак індекс ерозійної небезпеки повністю задовольняє всім розглянутим статистичним умовам і за вибірковою сукупністю із чисельністю спостережень 32 одиниці мало відрізняється від нормального розподілу. А відтак вибіркoву сукупність за цим показником слід вважати з нормальним розподілом.

Отже, за цих вибіркових сукупностей однокроковий метод найменших квадратів (1 МНК) може бути використаний для побудови стохастичних функцій, виходячи з виконання всіх статистичних вимог у випадку моделювання процесу $\Gamma 2$ на I_e ($N=32$) (Наконечний та ін., 2005; Савицкая, 2002; Новиков, 2006). Незважаючи на це, жоден із показників не проявив повних переваг, а така ситуація не може розглядатися як задовільна, що тим самим потребує переглянути та уточнити одержані вибіркові спостереження польового досліджу, у тому числі параметрів сітки.

Наступним етапом дослідження було відстеження зв'язку між параметрами та між масивами, відібраними з різних горизонтів. Для вирішення цього питання було методами непараметричної статистики встановлено рангові кореляції Спірмена, кореляції Кендала та окремо розраховані коефіцієнти лінійної кореляції Пірсона з відповідною величиною його значущості, які подано в табл. 8 та 9.

Усі коефіцієнти кореляцій указують на присутність зв'язку не лише між горизонтами ґрунту за вмістом гумусу та магнітною сприйнятливістю, але і між ними самими. Так, у розрізі горизонтів за обома показниками виявлено, що на підставі рангової кореляції Спірмена та згідно зі шкалою Чеддока щільність зв'язку переважно є сильною (від 0,7 до 0,9), а в деяких випадках, особливо між вибірковими сукупностями одного показника, кореляція має дуже сильний зв'язок (понад 0,9) (Моторин та Чеботовський, 2011). Наприклад, це досить добре простежується між парами показників $\Gamma 2$ і $\Gamma 3$, $MC 1$ і $MC 2$. Характерною особливістю є те, що щільність зв'язку між Γ і MC зростає в міру поступового переходу від верхнього до підорного горизонту ґрунту, змінюючись таким чином: 0,697 (верхній горизонт), 0,747 (середній) та 0,894 (нижній). Аналогічні тенденції спостерігаються й за іншими видами коефіцієнтів кореляції.

Звідси: найменші коефіцієнти рангової кореляції Спірмена виявлені в парі $\Gamma 1$ і $MC 1$ та в парі $\Gamma 1$ і $MC 3$, які відповідно становлять 0,697 і 0,641, але за шкалою оцінювання вони належать до групи щільності із середнім зв'язком, що в цілому свідчить про істотність кореляційних зв'язків між досліджуваними показниками.

Таблиця 8

Показники кореляції досліджуваних характеристик							
Рангова кореляція Спірмена ($p < 0,05000$)							
	$\Gamma 1$	$\Gamma 2$	$\Gamma 3$	$MC 1$	$MC 2$	$MC 3$	I_e
$\Gamma 1$	-	0,888400	0,770445	0,697368	0,717366	0,640551	-0,246033
$\Gamma 2$	0,888400	-	0,904779	0,728340	0,747410	0,761966	-0,185202
$\Gamma 3$	0,770445	0,904779	-	0,757198	0,766734	0,894452	-0,256006
$MC 1$	0,697368	0,728340	0,757198	-	0,971774	0,840436	-0,214443
$MC 2$	0,717366	0,747410	0,766734	0,971774	-	0,831638	-0,237903
$MC 3$	0,640551	0,761966	0,894452	0,840436	0,831638	-	-0,255889
I_e	-0,246033	-0,185202	-0,256006	-0,214443	-0,237903	-0,255889	-
Тау кореляція Кендала ($p < 0,05000$)							
$\Gamma 1$	-	0,744383	0,638042	0,526980	0,551396	0,484741	-0,172947
$\Gamma 2$	0,744383	-	0,757637	0,545093	0,589673	0,596354	-0,119556
$\Gamma 3$	0,638042	0,757637	-	0,549146	0,585620	0,734286	-0,180347
$MC 1$	0,526980	0,545093	0,549146	-	0,862903	0,663976	-0,133065
$MC 2$	0,551396	0,589673	0,585620	0,862903	-	0,659940	-0,165323
$MC 3$	0,484741	0,596354	0,734286	0,663976	0,659940	-	-0,183653
I_e	-0,172947	-0,119556	-0,180347	-0,133065	-0,165323	-0,183653	-

Отже, магнітна сприйнятливість і вміст гумусу проявляють достатньо високий ступінь зв'язку, який простежується не лише на одних рівнях горизонтів, але й за їхніх відповідних змін, при цьому середній і підорні горизонти посилюють такий вплив між собою, що не у повній мірі є характерним для верхнього горизонту для обох показників. Разом із тим, слід відмітити, що величини коефіцієнтів кореляції за показником MC у розрізі горизонтів є більшими, ніж для показника Γ у розрізі цих же горизонтів ґрунту. До того ж, зважаючи на шкали відношень вибіркових

сукупностей, зміщення ваги орієнтиру на коефіцієнти кореляції є більш обґрунтованим, а тому перевагу слід віддавати й відповідним оцінним критеріям щільності зв'язку. Що стосується зазначеної умови, кращими в цьому випадку є коефіцієнти лінійної кореляції Пірсона. Демонстрація за цими даними більш вищого рівня взаємозв'язку між горизонтами для MC порівняно з вмістом гумусу, зрештою свідчить про ефективність цього підходу.

Таблиця 9

Матриця коефіцієнтів лінійної кореляції Пірсона та їх надійності							
	$\Gamma 1$	$\Gamma 2$	$\Gamma 3$	$MC 1$	$MC 2$	$MC 3$	I_e
$\Gamma 1$	1,000	0,933	0,844	0,758	0,814	0,726	-0,384
	$p=---$	$p=,000$	$p=,000$	$p=,000$	$p=,000$	$p=,000$	$p=,030$
$\Gamma 2$	0,933	1,000	0,907	0,753	0,818	0,762	-0,364
	$p=,000$	$p=---$	0	0	0	0	$p=,041$
$\Gamma 3$	0,844	0,907	1,000	0,686	0,771	0,885	-0,283
	0	0	$p=---$	0	0	0	$p=,116$
$MC 1$	0,758	0,753	0,686	1,000	0,939	0,742	-0,285
	0	0	0	$p=---$	0	0	$p=,114$
$MC 2$	0,814	0,818	0,771	0,939	1,000	0,828	-0,273
	0	0	0	0	$p=---$	0	$p=,131$
$MC 3$	0,726	0,762	0,885	0,742	0,828	1,000	-0,188
	0	0	0	0	0	$p=---$	$p=,304$
I_e	-0,384	-0,364	-0,283	-0,285	-0,273	-0,188	1,000
	$p=,030$	$p=,041$	$p=,116$	$p=,114$	$p=,131$	$p=,304$	$p=---$

Таким чином, порівняльна оцінка двох показників за набором коефіцієнтів кореляції підтверджує можливість альтернативної заміни одного показника іншим, а, враховуючи переваги як у середині груп, так і міжгрупового простору, магнітна сприйнятливості цілком може застосовуватися як один із способів дослідження ерозійних процесів. Однак, враховуючи значущість одержаних коефіцієнтів лінійної кореляції Пірсона, можна стверджувати, що з імовірністю, прийнятою на рівні 95%, лише Г 1 та Г 2 має достатній рівень щільності зв'язку між ними та I_e , який становить -0,384 і -0,364 або за шкалою Чеддока оцінюється як помірна (табл. 9). Разом із цим, зважаючи на одержані висновки на попередніх етапах статистичної розвідки, що Г 1 не відповідає нормальному розподілу, тому залишається єдиний показник (Г 2), який задовольняє всі сформульовані статистичні вимоги для проведення стохастичного моделювання розвитку ерозійних процесів.

Незважаючи на звужені за статистичними оцінками можливості щодо проведення стохастичного моделювання, ми вирішили навести повне статистичне порівняння одержаних регресій за всіма показниками. Результати проведених обчислень подано в табл. 10.

Як можна побачити з даних табл. 10, усі коефіцієнти регресій (a_1) є однопорядковими й показують обернений вплив на досліджувану ознаку (I_e). Тобто, за зростання будь-якого з показників (X_i) на одну одиницю, результативна ознака (I_e) зменшується на деяку величину, а показники, які відображають співвідношення між верхнім і підорним горизонтом ґрунту, за їхнього збільшення на одиницю проявляють пряму залежність, збільшуючи досліджувану ознаку. Деталізувати одержані показники ми повною мірою не будемо, оскільки слід переглянути їхні статистичні значення, а також урахувати попередні результати оцінювання вибірових сукупностей. Отже, за статистикою розподілу Фішера-Снедекора при $\alpha=0,05$ лише дві моделі є адекватними, а саме регресія (I_e) від Г 1, Г 2. При цьому, як можна перекопати з даних табл. 9, при $\alpha=0,01$ жодна з регресій не задовольняє умову адекватності. А враховуючи те, що показник Г 1 не підпорядковується умові нормального розподілу, у такому разі 1 МНК не може бути застосованим, оскільки порушує основні вимоги згідно з теоремою Гаусса – Маркова (Новиков, 2006).

Таблиця 10

Статистична характеристика однофакторних лінійних моделей залежно від досліджуваної ознаки (X_i) на величину Індексу ерозійної небезпеки (залежна змінна, Y) одержаних за сукупності емпіричних даних за результатами польових дослідів (відібраних проб або зразків)

Показник (X_i)	Коефіцієнти регресії		Коефіцієнт кореляції	Коефіцієнт детермінації	Кількість спостережень	F-статистика (розр.) (Фішера-Снедекора) ¹⁾	t-статистика Стьюдента ²⁾		Стандартна похибка коефіцієнтів регресії (моделі):		Середня помилка апроксимації, %
	a_0	a_1					a_0	a_1	a_0	a_1	
Г 1	2,537	-0,229	0,384	0,147	32	5,19	7,714	-2,277	0,329	0,101	12,9
Г 2	2,491	-0,214	0,364	0,132	32	4,57	7,578	-2,138	0,329	0,099	13,1
Г 3	2,116	-0,114	0,283	0,080	32	2,61	10,341	-1,617	0,205	0,071	13,7
МС 1	2,443	-0,009	0,285	0,081	32	2,64	6,095	-1,626	0,401	0,005	13,4
МС 2	2,524	-0,010	0,273	0,075	32	2,41	5,360	-1,553	0,471	0,006	13,6
МС 3	2,023	-0,003	0,188	0,035	32	1,09	9,103	-1,046	0,222	0,003	14,5

¹⁾ F-статистика Фішера – Снедекора при значущості $\alpha=0,05$ та ступенях свободи $df_1=1$ та $df_2=30$ із таблиці становить $F=4,17$, а при $\alpha=0,01$ $F=7,56$;

²⁾ t-статистика Стьюдента при значущості $\alpha=0,05$ та $df=30$ становить 1,697, а при $\alpha=0,01$ – 2,457.

Звідси випливає, що лише однофакторна лінійна модель (регресія) від Г 2 повною мірою задовольняє всім статистичним умовам. Разом із цим, перевірка коефіцієнтів регресій на надійність за величиною t-Стьюдента показує, що за $\alpha=0,05$ усі коефіцієнти цієї регресії є надійними, тому висновки будуть достовірними та якісними. Таким чином, за збільшення на 1% вмісту гумусу в середньому горизонті ґрунту (Г 2) величина індексу ерозійної небезпеки (I_e) зменшиться на 0,214, що створює достатньо істотний буферний ефект гальмування змивання ґрунту. Але останнє твердження не можна розглядати як переважаче, оскільки досліджуваний фактор лише на 13,2% пояснює дисперсію індексу ерозійної небезпеки, і, відповідно, остання на 86,8% пояснюється іншими, не врахованими в моделі факторами. Крім того, прогностична здатність цієї регресії є низькою, оскільки середня помилка апроксимації становить 13,1% при допустимому (граничному) рівні в 5–8% (Савицкая, 2002). Тому навіть використання цієї стохастичної моделі (регресії) є достатньо обмеженою в цих дослідженнях саме через апроксиматичні її властивості.

Лінійний характер взаємозв'язків між досліджуваними ознаками на величину індексу ерозійної небезпеки (I_e), незважаючи на ціле коло виявлених проблем, пов'язаних із їхньою статистичною відповідністю, розкривають нам наявність помірного (шкала Чеддока, де $r>0,3$), як це показано за вмістом гумусу для Г 1 і Г 2, зв'язку, так і слабого (при $r<0,3$) зв'язку серед усіх інших показників,

що доводить припущення про нехарактерну лінійну природу цього процесу в умовах досліджуваної ділянки поля. Відтак, ще однією причиною зниження якості моделей, поруч із відповідністю до розподілу вибірових сукупностей (спостережень), є зміна їхньої специфікації, переходячи від лінеаризації на інші нелінійні форми. Разом з тим, цьому твердженню є достатньо обґрунтоване пояснення щодо необхідності проведення таких кроків у зв'язку з варіативністю ознак у вибірових спостереженнях та їхнього динамічного характеру змін, а подекуди й неоднорідності рядів. На підставі проведення статистичних розвідок і математичного аналізу вибірових сукупностей у цілому виявлено, що, хоч магнітна сприйнятливості має переважно кращі результати щільності зв'язку порівняно з вмістом гумусу (Г), але апроксимація першого показника ще більше відрізняється від останнього, розкриваючи по суті його нелінійну взаємозалежність. Звідси: магнітна сприйнятливості має криволінійну взаємозалежність з індексом ерозійної небезпеки, а ці лінійні стохастичні функції, на перший погляд, указують на переваги від вмісту гумусу (Г) над МС, хоча, як раніше зазначали, це не відповідає наявній закономірності зв'язків. Тому зміна останніх через специфікацію стохастичних моделей здатна повніше розв'язати вказану проблему та здобути кращі статистичні оцінки параметрів регресій.

Досліджувані показники Г і МС у розрізі горизонтів ґрунту між собою корелюють, а деякі з них мають високу або дуже високу щільність зв'язку, як це видно з коефіцієнтів лінійної кореляції Пірсона. Також слід зазначити,

що всі коефіцієнти кореляції (Спірмена, Кендала та Пірсона) свідчать не тільки про присутність зв'язку між вибірковими сукупностями показників, а й про позитивний вплив між ними. Тобто, напрям впливу між показниками для всіх трьох горизонтів ґрунту є прямий або позитивний, що тим самим описує зміну однієї ознаки (показника) в тому ж напрямі, за яким змінюється інша. Крім того, спільний характер впливу показників відмічається й за індексом ерозійної небезпеки, хоч регресійні коефіцієнти (a_0) мали обернену величину, що раніше було нами зазначено. По суті, розглянуті рівняння регресії позбавлені саме такого роду суперечностей, завдяки спільній узгодженості показників Г і МС. З іншого боку, взаємозалежність двох показників можливо пояснити й за рахунок близької форми прояву кореляційних полів, де напрямом їхніх векторів для всіх них є подібним.

Висновки. Проведенні дослідження показали, що вибірки за вмістом гумусу та магнітної сприйнятливості для нижнього (підорного) шару ґрунту в цілому не відповідають критеріям однорідності. Для показника Г 3 характерним є порушення однорідності функцій розподілу, що встановлено за Z-критерієм Лемана – Розенблатта. Це підкреслює статистично значущу відмінність вибірки порівняно з генеральною сукупністю. Для показника МС 3 відмічається порушення однорідності вибірки як за попереднього критерію, так і за наявністю істотної різниці за математичним сподіванням, на що вказав T-критерій Крамера-Велча. Такі ж проблеми характерні для цих показників через високі значення дисперсії, де гранична похибка вибірки для Г 3 і МС 3 становить відповідно 9,6 і 9,0%. Між тим, для показників за іншими горизонтами та ерозійної небезпеки статистичні тести підтвердили відсутність істотних різниць, а тому за ними були прийняті нульові гіпотези, що доводить однорідність цих вибірок.

Статистичні розвідки досліджуваних вибірок на відповідність закону нормального розподілу, виявлені численні порушення, серед яких істотна асиметрія для показника МС 1, а також ексцес за МС 1 і МС 2. Лише показники вмісту гумусу для середнього горизонту ґрунту (Г 2) та індексу ерозійної небезпеки повністю задовольнили всі сформульовані вимоги щодо статистичної значущості.

Низький кореляційний зв'язок за індексом ерозійної небезпеки в досліджуваному випадку зумовлюється особливостями його обчислення за умов ускладненого рельєфу. Абсолютні значення лежать у діапазоні, характерному для середньоеродованих ґрунтів. Разом з тим встановлено, що низький рівень апроксимації наведених у статті лінійних моделей, особливо за МС, викликаний нелінійним характером і необхідністю зміни специфікації стохастичних моделей.

Виявлено, що МС ґрунтового покриття може бути застосовано як інструмент індикації ерозійних процесів, для чого зазвичай використовують більш вартісне й трудомістке визначення вмісту гумусу. У роботі показано високий ступінь зв'язку цих двох показників. При цьому слід використовувати проби ґрунту верхнього шару (0–10 см) або орного (оброблюваного) горизонту, що мають схожі показники репрезентативності. Використання проб із підорного (30–40 см) горизонту приводить до різкого підвищення варіативності ознаки та зниження статистичної надійності, гранична похибка вибірки в цьому випадку збільшується із 4–6% до 9%. Усе це потребує збільшення обсягу вибірки та додаткових статистичних розвідок щодо параметрів сітки.

Список використаних джерел

1. Булыгин, С.Ю., Бреус, Н.М., Семиноженко, Т.А. (1998). К методике определения степени эродированности почв на склонах. Почвоведение, 6, 714-718.
2. Кобзарь, А.И. (2006). Прикладная математическая статистика. Для инженеров и научных работников. Москва: ФИЗМАТЛИТ.
3. Кудченко, М.В., Тимченко, Д.О. (2016). Теоретичні основи організації системи охорони ґрунтів від ерозії в Україні: монографія. Харків: Миська друкарня.

4. Кучер, А.В., Анісімова, О.В., Улько, Є.М. (2017). Ефективність інновацій для раціонального використання ґрунтів: теорія, методика, аналіз: монографія. Харків: ФОП Бровін О.В.

5. Меньшов, О.І., Круглов, О.В., Сухорада, А.В. (2017). До питання про розподіл значень магнітної сприйнятливості ґрунтів у агроландшафті. Abs. XI International Scientific Conference "Monitoring of Geological Processes and Ecological Condition of the Environment". 11 – 14 October, Kyiv, Ukraine.

6. Меньшов, О.І. (2016). Застосування магнітних методів для контролю деградації продуктивних земель. Геофізичний журнал, 4(38), 130-137.

7. Меньшов, О.І., Круглов, О.В., Сухорада, А.В. (2012). Інформативність показників магнетизму ґрунтового покриття при вирішенні агрогеофізичних та ґрунтознавчих задач. Науковий вісник Національного гірничого ун-ту, 3, 7-12.

8. Моторин, Р.М., Чеботовський, Е.В. (2011). Статистика для економістів: навч. посіб. Київ: Знання.

9. Наконечний, С.І., Терещенко, Т.О., Романюк, Т.П. (2005). Економетрія: підручник. Київ: КНЕУ.

10. Новиков, А.И. (2006). Эконометрика: учеб. пособ. Москва: ИНФРА-М.

11. Орлов, А.Д., Танасиенко, А.А. (1985). О месте эродированных черноземов в единой классификационной схеме почв. Эродированные почвы и повышение их плодородия, 19-27.

12. Орлов А.И. (2015). Проверка статистической гипотезы однородности математических ожиданий двух независимых выборок: критерий Крамера-Уэлча вместо критерия Стьюдента. Научный журнал КубГАУ, 110(06).

13. Опрят, А.Т. (2005). Математична статистика. Теорія статистики: навч. посіб. Київ: ЦНЛ.

14. Руденко, В.М. (2012). Математична статистика: навч. посіб. Київ: ЦНЛ.

15. Савицкая, Г.В. (2002). Анализ хозяйственной деятельности предприятия: учеб. пособие. Мн.: Новое знание.

16. Смирнова, Л.Г., Чендев, Ю.Г., Новых, Л.Л., Украинский, П.А., Новых, И.Е. (2011). Микрозональные особенности профильного и пространственного распределения содержания гумуса в почвах склона. Научные ведомости БелГУ. Серия: Естественные науки, 15, 160-167.

17. Сурмач, Г.П. (1992). Рельефообразование, формирование лесостепи, современная эрозия и противоэрозионные мероприятия. Волгоград.

18. Сухорада, А.В., Круглов, О.В. (2005). Влияние механического обработки на магнитные свойства ґрунтів. Мат. доп. VI Міжнародної наукової конференції "Моніторинг небезпечних геологічних процесів та екологічного стану середовища", 196-198.

19. Хейс, Д. (1981). Причинный анализ в статистических исследованиях. Москва: Финансы и статистика.

20. Холлендер, М., Вульф, Д. (1983). Непараметрические методы статистики. Москва: Финансы и статистика.

21. Banzi, F., Msaki, P., Mohammed, N. (2017). Assessment of radioactivity of ²²⁶Ra, ²³²Th and ⁴⁰K in soil and plants for estimation of transfer factors and effective dose around Mkuju river Project, Tanzania. Mining of Mineral Deposits, 11(3), 93-100.

22. Evans, M., Heller, F. (2003). Environmental magnetism: principles and applications of enviromagnetics. Academic press.

23. Filonenko, O. (2018). Sustainable development of Ukrainian iron and steel industry enterprises in regards to the bulk manufacturing waste recycling efficiency improvement. Mining of Mineral Deposits, 12(2), 122-131. <https://doi.org/10.15407/mining12.02.122>

24. Jakšić, O., Kodešová, R., Kapička, A., Klement, A., Fér, M., Nikodem, A. (2016). Using magnetic susceptibility mapping for assessing soil degradation due to water erosion. Soil and Water Research, 11, 2, 105-113.

25. Jordanova, D., Jordanova, N., Petrov, P. (2014). Pattern of cumulative soil erosion and redistribution pinpointed through magnetic signature of Chernozem soils. Catena, 120, 46-56.

26. Kruglov, O., Menshov, O. (2017). To the soil magnetic susceptibility application in modern soil science. 16th EAGE International Conference on Geoinformatics-Theoretical and Applied Aspects.

References

1. Banzi, F., Msaki, P., Mohammed, N. (2017). Assessment of radioactivity of ²²⁶Ra, ²³²Th and ⁴⁰K in soil and plants for estimation of transfer factors and effective dose around Mkuju river Project, Tanzania. Mining of Mineral Deposits, 11(3), 93-100.

2. Bulygin, S.Y., Breus, N.M., Seminojenko, T.A. (1998). К методике определения степени эродированности почв на склонах. Почвоведение, 6, 714-718. [in Russian]

3. Evans, M., Heller, F. (2003). Environmental magnetism: principles and applications of enviromagnetics. Academic press.

4. Filonenko, O. (2018). Sustainable development of Ukrainian iron and steel industry enterprises in regards to the bulk manufacturing waste recycling efficiency improvement. Mining of Mineral Deposits, 12(2), 122-131. <https://doi.org/10.15407/mining12.02.122>

5. Heyes, D. (1981). Prichinniy analiz v statisticheskikh issledovaniyah. Moskva: Financy i statistika. [in Russian]

6. Hollender, M., Vulf, D. (1983). Neparametricheskie metody statistiki. Moskva: Financy i statistika. [in Russian]

7. Jakšić, O., Kodešová, R., Kapička, A., Klement, A., Fér, M., Nikodem, A. (2016). Using magnetic susceptibility mapping for assessing soil degradation due to water erosion. Soil and Water Research, 11, 2, 105-113.

8. Jordanova, D., Jordanova, N., Petrov, P. (2014). Pattern of cumulative soil erosion and redistribution pinpointed through magnetic signature of Chernozem soils. Catena, 120, 46-56.

9. Kobzar, A.I. (2006). Prikladnaya matematicheskaya statistika. Dla inzhenerov i nauchnih rabotnikov. Moskva: FIZMATLIT. [in Russian]

10. Kruglov, O., Menshov, O. (2017). To the soil magnetic susceptibility application in modern soil science. 16th EAGE International Conference on Geoinformatics-Theoretical and Applied Aspects.

11. Kucher, A.V., Anisimova, O.V., Ulko, E.M. (2017). Efektivnost innovatsiy dlia racionalnogo vykorystannia gruntiv: teoriia, metodika, analiz: monografiia. Kharkiv: FOP Brovin O.V. [in Ukrainian]

12. Kutsenko, M.V., Timchenko, D.O. (2016). Teoretichni osnovy organizatsii systemy ohorony gruntiv vid erozii v Ukraini: monografiia. Kharkiv: Miska drukarnia. [in Ukrainian]

13. Menshov, O.I., Kruglov, O.V., Sukhorada, A.V. (2017). Do pytanna pro rozpodil znachen magnitnoi sprynatlivosti gruntiv u agrolandshafti. Abs. XI International Scientific Conference "Monitoring of Geological Processes and Ecological Condition of the Environment". 11 – 14 October, Kyiv, Ukraine. [in Ukrainian]

14. Menshov, O.I. (2016). Zastosuvanna magnitnykh metodiv dlia kontroliu degradatsii produktivnykh zemel. Geofizichnyi jurnal, 4(38), 130-137. [in Ukrainian]

15. Menshov, O.I., Kruglov, O.V., Sukhorada, A.V. (2012). Informativnist pokaznykiv magnetizmu gruntovogo pokryvu pry vyryshenni agrogeofizichnykh ta gruntoznavchykh zadach. Naukoviy visnyk Nacionalnogo gimnazychnoho universitetu, 3, 7-12. [in Ukrainian]

16. Motorin, R.M., Chekotovskiy, E.V. (2011). Statystyka dlia ekonomistiv: navchalnyi posibnyk. Kyiv: Znanna. [in Ukrainian]

17. Nakonechniy, S.I., Tereshenko, S.I., Romanuk, T.P. (2005). Ekonometria: pidruchnyk. Kyiv: KNEU. [in Ukrainian]

18. Novikov, A.I. (2006). Ekonometria: uchebnoe posobie. Moskva: INFRA-M. [in Russian]

19. Orlov, A.D., Tanasienko, A.A. (1985). O meste erodirovannykh chernozemov v edinoi klassifikatsionnoy scheme pochv. Erodirovannye pochvy I povyshenie ih plodorodii, 19-27. [in Russian]

20. Orlov, A.I. (2015). Proverka statisticheskoy gipotezy odnorodnosti matematicheskikh ojedaniy dvukh nezavisimykh vyborok: kriteriyi Kramera-Uelcha vmesto kriteriya Studenta. Nauchnyi jurnal KubGAU, 110(06). [in Russian]

21. Oprya, A.T. (2005). Matematychna statystyka. Teoria statystyky: navchalnyi posibnyk. Kyiv: CNL. [in Ukrainian]

22. Rudenko, V.M. (2012). Matematychna statystyka: navchalnyi posibnyk. Kyiv: CNL. [in Ukrainian]

23. Savitskaya, G.V. (2002). Analiz hozaystvennoy deyatelnosti predpriyatiya: uchebnoe posobie. Mn.: Novoe znanie. [in Russian]

24. Smirnova, L.G., Chendev, Y.G., Novyh, L.L., Ukrainiy, P.A., Novyh, I.E. (2011). Mikrozonálne osobennosti profilnogo i prostanstvennogo raspredelenia sodержaniya gumusa v pochvakh sklona. Nauchnie vedomosti BelGU. Seria Estestvennye nauki, 15, 160-167. [in Russian]

25. Sukhorada, A.V., Kruglov, O.V. (2005). Vplyv mekhanichnogo obrobitku na magnitni vlastyosti gruntiv. Materialy dopovidey naukovoï konferentsii "Monitoryng nebezpechnykh geologichnykh procesiv ta ekologichnogo stanu sereodovisha", 196-198. [in Ukrainian]

26. Surmach, G.P. (1992). Relefoobrazovanie, formirovanie lesostepi, sovremennaya erozia i protiverozionnye meropriyatiya. Volgograd. [in Russian]

Надійшла до редколегії 17.01.18

O. Kruglov¹, PhD (Geol.), Senior Researcher,
E-mail: alex_kruglov@ukr.net,

O. Menshov², Dr. Sci. (Geol.), Senior Researcher,
E-mail: menshov.o@ukr.net,

E. Ulko¹, PhD (Econ.), Senior Researcher,
A. Kucher¹, PhD (Econ.), Head of Department,

P. Nazarok¹, Researcher

¹NSC "Institute for Soil Science and Agrochemistry Research n. a. O.N. Sokolovskiy"
4 Chaikovska Str., Kharkiv, Ukraine

²Taras Shevchenko National University of Kyiv, Institute of Geology
90 Vasylykivska Str., Kyiv, 03022, Ukraine

SOIL EROSION INDICATION BY MAGNETIC METHODS IN KHARKIV REGION

The new land regulation system in Ukraine, as well as European integration strategy, require to update the methodological approaches of farming land monitoring, increasing the accuracy of research and reducing the cost of the studies. Among such effective tools is soil magnetism application to study the erosion processes. The introduction of magnetic methods at the technology level is associated with methodological problems: density of the sampling network, the reliability of the statistics. The object of the research was soil erosion processes at the territory of Rusko-Tishkivska land council (Kharkiv region). Field, statistical, laboratory, and cartographic methods were used. The parameters of magnetic susceptibility (MS) and humus content (G) were obtained for soil samples from three genetic horizons of the sections (the depth is 0–10, 10–20 and 25–40 cm). A sequence of indicators was formed, the numerical values of MS 1, MS 2, MS 3, and G 1, G 2, G 3 were systematized. The humus content index is characterized by a greater degree of variation than the magnetic susceptibility. The sample data has a more dense distribution than the humus content in all horizons of the soil. Comparison of the studied indicators with respect to the magnitude of the relative sampling error established that more reliable results are observed for magnetic susceptibility. The maximum sampling errors for all horizons of the soil are lower than for the humus content. The article widely considers the statistical tests to check the homogeneity of the collection of selected field data. According to the Cramer–Welch T criterion, the homogeneity of the mathematical expectation is satisfied for all samples except MS 3. The correlation analysis of the samples showed that the small coefficients of rank correlation of Spearman were found in the pair of G 1 and MC 1, and in the pair G 1 and MC 3. The correlation is 0,697 and 0,641 respectively. Magnetic susceptibility and humus content show a high degree of correlation, which can be traced for different genetic horizons.

Keywords: soil, magnetic susceptibility, erosion.

A. Kruglov¹, канд. геол. наук, ст. науч. сотруд.,
E-mail: alex_kruglov@ukr.net,

A. Menshov², д-р геол. наук, ст. науч. сотруд.,
E-mail: menshov.o@ukr.net,

E. Улько¹, канд. экон. наук, ст. науч. сотруд.,
A. Кучер¹, канд. экон. наук, зав. сектором,

П. Назарок¹, науч. сотруд.

¹ННЦ "Институт почвоведения и агрохимии имени А.Н. Соколовского"
ул. Чайковская, 4, Харьков, Украина

²Киевский национальный университет имени Тараса Шевченко
УНИ "Институт геологии", ул. Васильковская, 90, Киев, 03022, Украина

ИНДИКАЦИЯ ЭРОЗИОННЫХ ПРОЦЕССОВ В ПОЧВЕННОМ ПОКРОВЕ ХАРЬКОВСКОЙ ОБЛАСТИ ПО МАГНИТНЫМ ДАННЫМ

При формировании системы новых земельных отношений в Украине, а также в условиях евроинтеграции, сельскохозяйственные земли нуждаются в обновлении методических подходов почвоохранного мониторинга, что в свою очередь направлено на повышение точности исследований и удешевления их стоимости. Среди таких эффективных инструментов предлагается применение магнетизма почвы для изучения эрозионных процессов. Внедрение магнитных методов на уровне технологии связано с методическими проблемами: формой и плотностью сети опробования, достоверностью статистической связи. Объектом исследования выступили эрозионные процессы почвенного покрова на территории полигона в пределах земель Русско-Тиховского сельского совета (Харьковская обл.). Были использованы полевые, научно-поисковые, статистические, лабораторные и картографические методы. Показатели магнитной восприимчивости (МС) и содержания гумуса (Г) были получены для образцов почвы из трех горизонтов разреза (0–10, 10–20 и 25–40 см). Была сформирована последовательность показателей, систематизированы числовые значения МС 1, МС 2, МС 3 и Г 1, Г 2, Г 3. Выявлено, что показатель содержания гумуса характеризуется большей степенью вариации, чем магнитная восприимчивость. Выборочные данные имеют более плотный характер распределения по сравнению с показателем содержания гумуса по всем горизонтам почвы. На основании сравнения исследуемых показателей по величине относительной предельной погрешности выборки было установлено, что более достоверные результаты наблюдаются для магнитной восприимчивости, поскольку предельные погрешности выборки по всем горизонтам почвы меньше, чем для содержания гумуса. В статье широко применялись статистические тесты на проверку однородности совокупности отобранных полевых данных. Согласно Т-критерию Крамера–Уэлча для всех выборок, кроме МС 3, выполняется требование по однородности математического ожидания. Корреляционный анализ выборок показал, что маленькие коэффициенты ранговой корреляции Спирмена обнаружены в паре Г 1 и МС 1 и в паре Г 1 и МС 3, которые соответственно составляют 0,697 и 0,641. МС и содержание гумуса проявляют достаточно высокую степень связи, что прослеживается для различных генетических горизонтов.

Ключевые слова: почвы, магнитная восприимчивость, эрозия.