

liutseriyi za innovatsiynymy tekhnolohiiamy i sposobamy polyvu: nauk.-metod. posibnik [Scientific and methodical recommendations for the calculation of the costs norms for the cultivation of cereals,

technical, vegetable crops, potatoes and alfalfa using innovative technologies and methods of irrigation: sc.-method. manual]. Kherson : Oldi-plius. [in Ukrainian].

УДК 631.6.02

DOI: <https://doi.org/10.32848/0135-2369.2019.71.13>

ОЦІНКА ФАКТОРІВ ЕРОЗІЙНОЇ ДЕГРАДАЦІЇ ҐРУНТІВ НА ПРИКЛАДІ ДОНБАСЬКОГО РЕГІОНУ

ЗУБОВ А.О. – кандидат технічних наук, докторант

<https://orcid.org/0000-0002-1759-9481>

Інститут агроекології та природокористування
Національної академії аграрних наук України

Постановка проблеми. Одними з головних причин деградації ґрунтів у світі є водна та вітрова ерозія. Наслідком цих процесів є неухильне зростання площі еродованих земель, які характеризуються зниженням урожайності сільськогосподарських культур, що вирощуються на них, від 10 до 60% [1]. Оскільки врожайність різних культур знижується за ступенем еродованості по-різному, при плануванні структури сільськогосподарських угідь та посівних площ актуальною задачею є визначення факторів, які мали вплив на нинішній стан ґрунтового покриву кожної конкретної ділянки, та які з них будуть впливати на ерозійний процес надалі.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Різні аспекти еродованості ґрунтів розглядалися в працях [2–8] та інших. Класифікація еродованих земель приводиться в монографії О.О. Светлічного, С.Г. Чорного, Г.І. Швєбса (2004); зональні особливості та зв'язок еродованості з рельєфом – у роботі Ф.Т. Моргуна, М.К. Шикили, О.Г. Тараріко (1983).

Прояви ерозії в Україні суттєво розрізняються залежно від кліматичних факторів. Так, на півдні країни часто не буває стійкого снігового покриву, а ґрунт не промерзає, тому тут навіть взимку може відбуватися ерозія від талих вод та дощів [4]. Інтенсивність ерозії при сніготаненні зростає із півдня на північ зворотно пропорційно дощовій ерозії. На півночі України інтенсивність змиву від талого стоку є удвічі більшою, ніж від дощового. На межі лісостепу та північного степу вони вирівнюються [6].

Ерозійну деградацію ґрунтів часто пов'язують із порушеною природною рівновагою, викликану їх

надмірною розораністю, тому в наукових дослідженнях є популярним пошук оптимального співвідношення різних видів угідь – ріллі, кормових, лісових площ, яке обумовить їхню найбільшу стійкість. Безперечно, що відправною точкою трансформації ґрунтів від нееродованого стану до еродованих та майже повністю деградованих було саме первинне розорювання земель, але еродованість угідь не завжди корелює з їх розораністю. Так, Херсонська та Черкаська області лідирують за розораністю с.-г. угідь (90,1 та 90%), а за еродованістю займають 14 та 21 місце (28,1 та 12,2%).

Мета роботи – більш поглиблено проаналізувати вплив розораності сільськогосподарських угідь України та інших факторів на еродованість її орних земель.

Матеріали та методика досліджень. Дослідження виконані на прикладі Луганської області як найбільш еродованої в Україні. Частка еродованих угідь та ріллі тут досягає відповідно 66,1 і 66,5%. Для аналізу використані дані Луганського обласного управління земельних ресурсів. Основними методами аналізу були математико-статистичний та кореляційно-регресійний [9, 10]. У статті наведено та використано майже повний набір обов'язкових етапів цих аналізів, нехтування якими може поставити достовірність результатів того чи іншого дослідження під сумнів.

Результати досліджень. Дані табл. 1, що складена мною на підставі табл. 5 із монографії [11], свідчать, що в Луганській області переважають схилі землі й тільки 26,8% ріллі мають крутизну до 1°. Частка сільськогосподарських угідь та ріллі різної крутизни показана на рис. 1.

Таблиця 1 – Розподіл площі сільськогосподарських угідь та ріллі в Луганській області за крутизною схилів (на 2011 р.)

Види угідь	Од. вимір	Усього	Крутизна схилів, град							
			≤ 1	1–2	2–3	3–5	5–7	7–10	10–15	> 15
усі	тис. га	1809,4	456,6	466,4	442,4	296,2	89,6	40,2	15,0	3,0
	%	100	25,23	25,78	24,45	16,37	4,95	2,22	0,83	0,17
рілля	тис. га	1322,5	354,3	411,8	348,5	180,7	25,5	1,7	0	0
	%	100	6,79	31,14	26,35	13,66	1,93	0,13	0	0

Для досягнення поставленої мети за даними табл. 2 розроблено математичні моделі еродованості орних земель Луганської області у розрізі її районів, незалежними факторами яких стали ро-

зораність угідь та частка ріллі на схилах крутістю понад 1°. По-перше була виконана стандартна статистична обробка даних згідно методики, викладеної у посібнику [10].

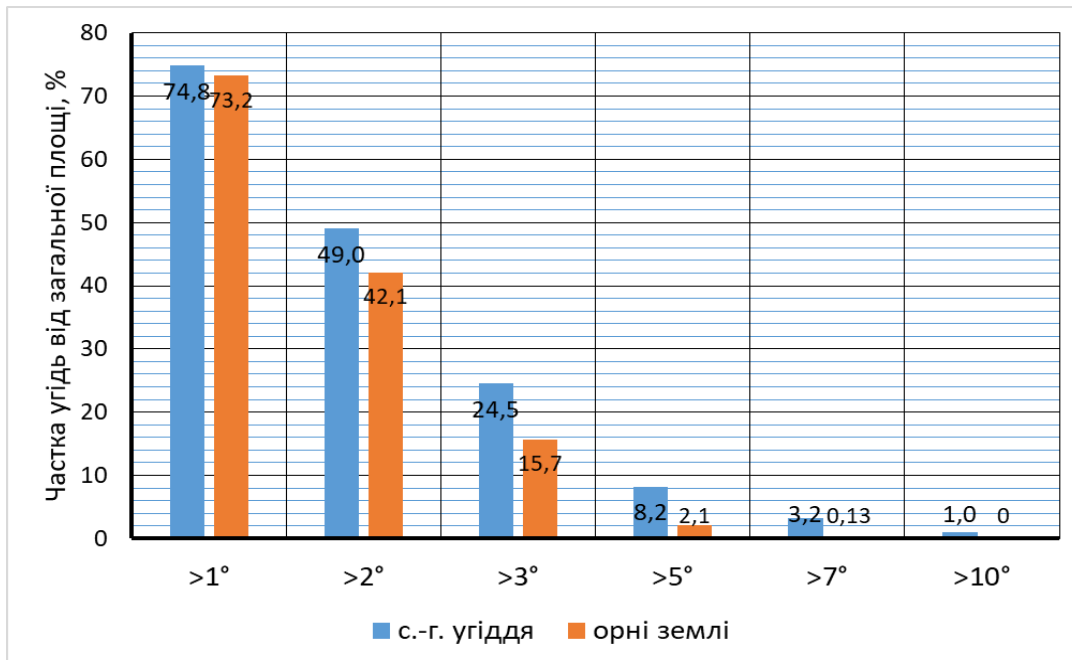


Рис. 1. Розподіл сільськогосподарських угідь та орних земель Луганської області за крутизною схилу

Таблиця 2 – Еродованість орних земель районів Луганської області (у порядку зниження) та деякі фактори, що її обумовлюють (на 2001 р.)

№	Район	Еродованість ріллі, % (Y)	Розораність угідь, % (X ₁)	Рілля на схилах понад 1 град, % (X ₂)	Рілля на схилах понад 2 град, %
1.	Лутугинський	83,8	69,7	84,6	52,5
2.	Біловодський	79,5	71,5	81,7	54,9
3.	Міловський	77,0	74,3	78,4	47,0
4.	Попаснянський	76,8	64,7	76,8	41,8
5.	Марківський	76,7	69,2	80	49,4
6.	Краснодонський	76,6	70,7	77,8	42,8
7.	Білокуракинський	72,3	68,5	79,7	62,0
8.	Слов'яносербський	68,2	76,7	72,5	34,4
9.	Троїцький	67,2	72,7	72,8	46,9
10.	Новоайдарський	66,4	71,6	64,1	30,7
11.	Новопсковський	66,2	74,7	70,6	39,5
12.	Ст-Луганський	65,3	73,1	66,1	32,4
13.	Перевальський	63,5	67,0	84,9	54,0
14.	Старобільський	62,7	78,8	66,8	32,6
15.	Антрацитівський	60,3	65,1	73,9	37,5
16.	Сватівський	59,6	75,0	74,3	45,1
17.	Свердловський	53,7	76,4	59,9	22,5
18.	Кремінський	52,9	76,6	65,7	35,8

Спочатку був виконаний розрахунок простих статистичних показників: середньої арифметичної

$$X_{cp} = \bar{X} = \frac{\sum X_i}{n}, \text{ дисперсії } S^2, \text{ стандартного}$$

(середнього квадратичного) відхилення S, коефіцієнта варіації V (C_v), абсолютної помилки середньої

арифметичної S_{хср}. Результати показані у табл. 3,

де $\sum X_i$ – сума усіх значень кожної величини, що вивчається, n – кількість її значень (варіант).

Таблиця 3 – Статистичні показники рядів даних

Показники	Залежна (Y) й незалежні змінні		
	Y	X ₁	X ₂
$\bar{X} = \frac{\sum X}{n}$	68,26	72,02	73,92
$S^2 = \frac{\sum (X - \bar{X})^2}{n - 1}$	78,34	16,79	52,69
$S = \sqrt{S^2}$	8,85	4,10	7,26
$V = \frac{S}{\bar{X}} \cdot 100\%$	12,97%	5,69%	9,82%
$S_{\bar{X}} = \frac{S}{\sqrt{n}}$	2,09	0,97	1,71

Перевірка даних на однорідність, що виконана із використанням t-критерія Стьюдента за стандартною методикою [9, 10], підтвердила справед-

ливість нульової гіпотези (H₀), тобто однорідність рядів даних Y, X₁ та X₂ (табл. 4).

Таблиця 4 – Перевірка однорідності даних за допомогою критерію Стьюдента (t)

Показники	Фактори, що перевіряються		
	Y, n = 18	X ₁ , n = 18	X ₂ , n = 18
X _{ср.}	68,26	72,02	73,92
S (стандартне відхилення)	8,85	4,10	7,26
X _n (max)	83,8	78,8	84,6
Критерій Стьюдента t _ф t _т	1,76	1,65	1,47
	2,11	2,11	2,11
Висновок (вид гіпотези)	H ₀	H ₀	H ₀
X ₁ (min)	52,9	64,7	59,9
Критерій Стьюдента: t _ф t _т	-1,74	-1,79	-1,93
	2,11	2,11	2,11
Висновок (вид гіпотези)	H ₀	H ₀	H ₀

Згідно процедури статистичного аналізу, вихідні дані перевірені на достовірність, тобто на відповідність нормальному закону розподілу (закону

Гаусса). Розраховано коефіцієнти варіації V і асиметрії A, ексцес E (табл. 5).

Стандартні етапи подальшого розрахунку представлені у табл. 6 і 7.

Таблиця 5 – Результати розрахунку коефіцієнта варіації, асиметрії та ексцесу

№	Ряди даних	Розрахункові показники		
		$V = \frac{S}{\bar{X}} \cdot 100\%$	$A = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^3}{n \cdot S^3}$	$E = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^4}{n \cdot S^4} - 3$
1	Y	12,97%	-1,28	-1,09
2	X ₁	5,69%	0,59	35,3
3	X ₂	9,82%	-2,63	-1,12

Таблиця 6 – Висунення основної гіпотези про достовірність даних

Ряд даних	Показники та гіпотеза, що висувається							
	A	E	3σ _a	3σ _e	за значенням A		за значенням E	
					H ₀ , якщо A < 3σ _a	H ₁ , (A ≥ 3σ _a)	H ₀ , (E < 3σ _e)	H ₁ , (E ≥ 3σ _e)
Y	-1.28	-1.09	1.71	1.15	+	-	+	-
X ₁	0.59	35.3	1.83	4.5	+	-	-	+
X ₂	-2.63	-1.12	1.71	3.45	+	-	+	-

Таблиця 7 – Визначення відносної накопиченої частоти та квантилей рядів значень еродованості ріллі (У), розораності сільськогосподарських угідь (X₁), частки ріллі на схилах крутістю понад 1° (X₂)

№ п/п _i	Значення змінних			Частоти n _i	Накопичені частоти $N_i = \sum_{r=1}^i n_r - \frac{1}{2}$	Відносні накопичені частоти		Квантилі u _{pi}
	У	X ₁	X ₂			$F^*(x_i) = \frac{N_i}{n}$	$P_i = F^*(x_i) \cdot 100$, %	
1	52,9	64,7	59,9	1	0,5	0,028	2,8	-1,911
2	53,7	67	64,1	1	1,5	0,083	8,3	-1,385
3	59,6	68,5	65,7	1	2,5	0,139	13,9	-1,085
4	60,3	69,2	66,1	1	3,5	0,194	19,4	-0,863
5	62,7	69,7	66,8	1	4,5	0,250	25,0	-0,674
6	63,5	70,7	70,6	1	5,5	0,306	30,6	-0,507
7	65,3	71,6	72,5	1	6,5	0,361	36,1	-0,356
8	66,4	72,7	72,8	1	7,5	0,417	41,6	-0,212
9	66,4	73,1	73,9	1	8,5	0,472	47,2	-0,070
10	67,2	74,3	74,3	1	9,5	0,528	52,8	0,070
11	68,2	74,7	76,8	1	10,5	0,583	58,3	0,210
12	72,3	75,0	77,8	1	11,5	0,639	63,9	0,356
13	76,6	76,4	78,4	1	12,5	0,694	69,4	0,507
14	76,7	76,6	79,7	1	13,5	0,750	75,0	0,674
15	76,8	76,7	80	1	14,5	0,806	80,6	0,863
16	77,0	78,8	81,7	1	15,5	0,861	86,1	1,085
17	79,5	85,1	84,6	1	16,5	0,917	91,7	1,385
18	83,8	88,5	84,9	1	17,5	0,972	97,2	1,911

За значеннями відносної накопиченої частоти та квантилів для еродованості У й факторів X₁ та X₂ (табл. 7) побудовано графіки (рис. 2), на яких за віссю абсцис розташовані значення U_i та X_i,

за віссю ординат – квантилі u_{pi}. Побудовані точки лежать поблизу прямої, тому підстав відкинути гіпотезу про нормальний розподіл даних нема.

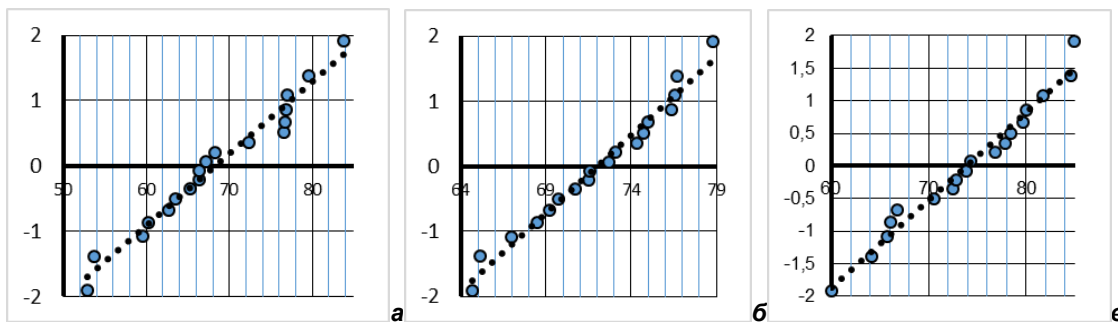


Рис. 2. Графічна перевірка відповідності рядів даних У (а), X₁ (б) та X₂ (в) нормальному законі розподілу

Виявлення залежності еродованості від факторів, що вивчаються, виконано за допомогою кореляційно-регресійного аналізу.

Спочатку визначили коефіцієнт кореляції (r) рядів даних У та X₁:

$$r_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{n \cdot S_x \cdot S_y}, \quad (1)$$

де n – кількість парних значень; S_y, S_x – стандартне (середнє квадратичне) відхилення за вибітками У, Х.

Приклад розрахунку множників рівняння (1) наведено у табл. 8.

Таблиця 8 – Розрахунок множників рівняння коефіцієнту кореляції еродованості (У) із розораністю угідь (X₁)

X _{1i} , %	(X _{1i} - X _{cp})	(X _{1i} - X _{cp}) ²	U _i , %	U _i - U _{cp}	(U _i - U _{cp}) ²	(X _{1i} - X _{cp})(U _i - U _{cp})
1	2	3	4	5	6	7
69,7	-2,32	5,38	83,8	15,54	241,49	-36,05
71,5	-0,52	0,27	79,5	11,24	126,34	-5,84
74,3	2,28	5,20	77,0	8,74	76,39	19,93
64,7	-7,32	53,58	76,8	8,54	72,93	-62,51
69,2	-2,82	7,95	76,7	8,44	71,23	-23,80

Продовження таблиці 8

1	2	3	4	5	6	7
70,7	-1,32	1,74	76,6	8,34	69,56	-11,01
68,5	-3,52	12,39	72,3	4,04	16,32	-14,22
76,7	4,68	21,90	68,2	-0,06	0,004	-0,28
72,7	0,68	0,46	67,2	-1,06	1,12	-0,72
71,6	-0,42	0,18	66,4	-1,86	3,46	0,78
74,7	2,68	7,18	66,2	-2,06	4,24	-5,52
73,1	1,08	1,17	65,3	-2,96	8,76	-3,20
67,0	-5,02	25,20	63,5	-4,76	22,66	23,90
78,8	6,78	45,97	62,7	-5,56	30,91	-37,70
65,1	-6,92	47,89	60,3	-7,96	63,36	55,08
75,0	2,98	8,88	59,6	-8,66	75,00	-25,81
76,4	4,38	19,18	53,7	-14,56	211,99	-63,77
76,6	4,58	20,98	52,9	-15,36	235,93	-70,35
$X_{1cp} = 72,0$		$\sum(X_i - X_{cp})^2 = 285,5$	$Y_{cp} = 68,26$		$\sum(Y_i - Y_{cp})^2 = 1331,7$	$\sum(X_{1i} - X_{cp})(Y_i - Y_{cp}) = -261,09$

Підставляючи у рівняння (1) знайдене значення його чисельника (-261,09), значення $n = 18$, $S_y = 8,85$ та $S_x = 4,10$ з табл. 3, визначено, що $r_{xy} = -0,40$.

Як відомо, за значенням коефіцієнта кореляції r визначають ступінь щільності зв'язку вибірових сукупностей (Y, X). Згідно [9], якщо $r < 0,3$ щільність зв'язку слабка, при r від 0,3 до 0,7 вона середня, а якщо $r > 0,7$ – сильна. Оскільки знайдене значення r за модулем перевищує 0,3, але є меншим за 0,7, щільність зв'язку еродованості з розораністю оцінюється як середня.

Квадрат r , який називають коефіцієнтом детермінації R^2 , дорівнює 0,16. Це означає, що доля впливу розораності угідь X_1 складає лише 16% від впливу всіх факторів, що обумовлюють еродованість ріллі. Знак мінус при r свідчить, що зв'язок еродованості ріллі з розораністю угідь має зворотний характер.

Статистична значимість коефіцієнту кореляції перевіряється за допомогою критерію Стьюдента –

порівнянням його фактичного й табличного значень. При $n < 50$ фактичне значення критерію визначається за формулою:

$$t_{\text{ф}} = t = \frac{\left| \hat{r} \right|}{\sigma_z}, \text{ де } \hat{r} = \frac{1}{2} \ln \frac{1+r_{xy}}{1-r_{xy}} = -0,424;$$

$$\sigma = (n-3)^{-0,5} = 0,258$$

Таким чином $t_{\text{ф}} = 1,64$. Табличне значення критерію Стьюдента $t_{\text{т}}$ визначається для 5%-го рівня значущості й ступеня волі $n - 1$, де n – кількість парних (Y, X) значень двох вибірок. Згідно табл. 1.1 [10] $t_{\text{т}} = 2,11$. Через те, що $t_{\text{ф}} < t_{\text{т}}$, приймається нульова гіпотеза (гіпотеза H_0), тобто робиться висновок, що коефіцієнт кореляції не є статистично значимим.

Це означає, що зв'язок між вибірками X_1 та Y не можна охарактеризувати регресійним рівнянням лінійного виду. Заради пошуку рівняння регресії нелінійного виду використовую програму Excel (рис. 3).

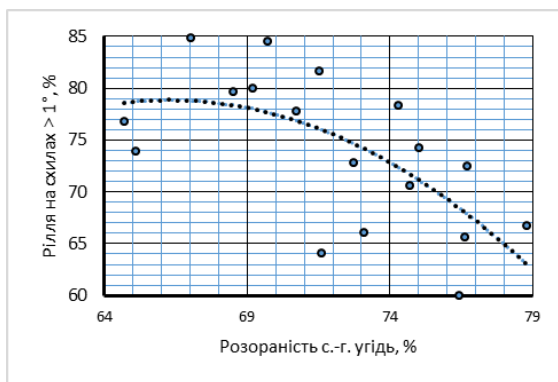
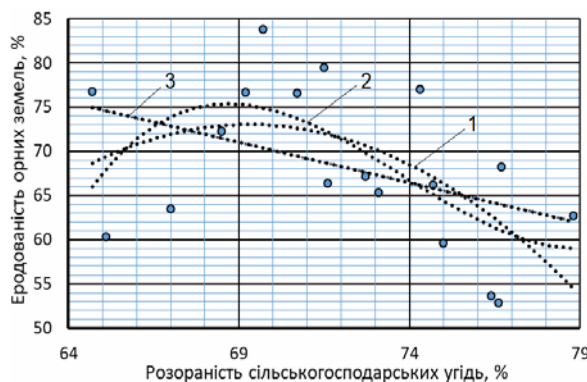


Рис. 3. Взаємний зв'язок еродованості (Y) та частки ріллі на схилах крутістю понад 1° (X_2) з розораністю угідь (X_1): 1, 2 – графіки біноміальних рівнянь 2-го та 3-го ступеня; 3 – графік лінійного рівняння

При виборі біноміальних рівнянь другого та третього ступеня зв'язок еродованості ріллі Y з розораністю X_1 має наступний вигляд:

$$Y = -0,2053X_1^2 + 28,45X_1 - 913 \text{ та } Y = 0,0303X_1^3 - 6,716X_1^2 + 493,4X_1 - 11958.$$

Коефіцієнти детермінації R^2 дорівнюють 0,332 та 0,381 відповідно.

При виборі лінійного рівняння зв'язок факторів набирає більш простий вигляд: $Y = -0,915X_1 + 134,1$. Але R^2 при цьому знижується до 0,179 ($r = 0,42$).

Аналогічні розрахунки були виконані для визначення залежності еродованості ріллі U від X_2 – доли орних земель на схилах крутістю понад 1° .

Коефіцієнт кореляції $r = 0,68$, що був знайдений, є нижчим за $0,7$. Як і в попередньому випадку це означає середню щільність зв'язку. Однак фактичне значення критерію Стюдента ($t_{\text{ф}} = 3,23$) є вищим за табличне ($t_r = 2,11$). З цього приймається альтернативна гіпотеза (H_1): коефіцієнт кореляції є статистично значимим, а рівняння регресії має лінійний вигляд:

$$Y(x) = ax + b, \quad (2)$$

де a, b – параметри рівняння, що визначаються за наступними формулами:

$$a = r_{xy} \frac{S_y}{S_x}, \quad b = \bar{y} - a\bar{x}, \quad (3)$$

де S_y, S_x – стандартні відхилення (табл. 3); r_{xy} – коефіцієнт кореляції.

За розрахунком $a = 0,68 (8,85/7,26) = 0,829$; $b = 68,26 - 0,829 \cdot 73,92 = 6,98$.

Таким чином, рівняння (2) набуває наступного вигляду: $Y = 0,83X_2 + 7$.

Після розрахунку коефіцієнтів a та b лінійного рівняння перевірили їх статистичну значимість за допомогою t -критерію Стюдента.

Розрахунок фактичних значень t -критерію для коефіцієнтів a і b був виконаний за такими формулами [10]:

$$t_{\text{ф}} = |a|/\sigma_a, \quad t_{\text{ф}} = |b|/\sigma_b, \quad (4)$$

де σ_a і σ_b розраховуються за наступними формулами:

$$\sigma_a = \frac{S_y}{S_x \sqrt{n}}, \quad \sigma_b = \frac{S_y}{\sqrt{n}} \left[1 + \frac{1}{C_{v_x}^2} \right]^{1/2}, \quad \text{де } C_{v_x} = \frac{S_x}{|\bar{x}|}.$$

За розрахунком $\sigma_a = 0,288$, $\sigma_b = 21,36$. Таким чином $t_{\text{ф}}(a) = 2,88$, а $t_{\text{ф}}(b) = 0,327$.

Остаточне прийняття виду рівняння регресії між двома вибірками (X, Y) можливе лише за такими умовами:

$t_{\text{ф}}(r_{xy}) \geq t_r$ (гіпотеза H_1); $t_{\text{ф}}(a) \geq t_r$ (гіпотеза H_1); $t_{\text{ф}}(b) \geq t_r$ (гіпотеза H_1).

За отриманими результатами визначили, що $t_{\text{ф}}(r_{xy}) = 3,23 > t_r = 2,11$ (гіпотеза H_1); $t_{\text{ф}}(a) = 2,88 > t_r = 2,11$ (H_1); $t_{\text{ф}}(b) = 0,327 < t_r = 2,11$ (гіпотеза H_0).

Оскільки одна з умов не витримується, роблю висновок, що зв'язок між вибірками X та Y має нелінійний вид. Для визначення вигляду рівняння регресії цього зв'язку використано програму Excel (рис. 4). Воно має такий вигляд:

$Y = 1,13X_2^{0,952}$, коефіцієнт детермінації рівняння $R^2 = 0,522$, а кореляційне відношення (аналог коефіцієнту кореляції r у нелінійних рівняннях) $\eta = 0,72$.

Як з'ясувалося, при виборі лінійного рівняння коефіцієнт R^2 почав дорівнювати $0,52$, тобто практично не знизився, а саме рівняння набуло вигляду: $Y = 0,88X_2^2 + 3,3$ (рис. 4). Лінії графіків при цьому фактично співпадають.

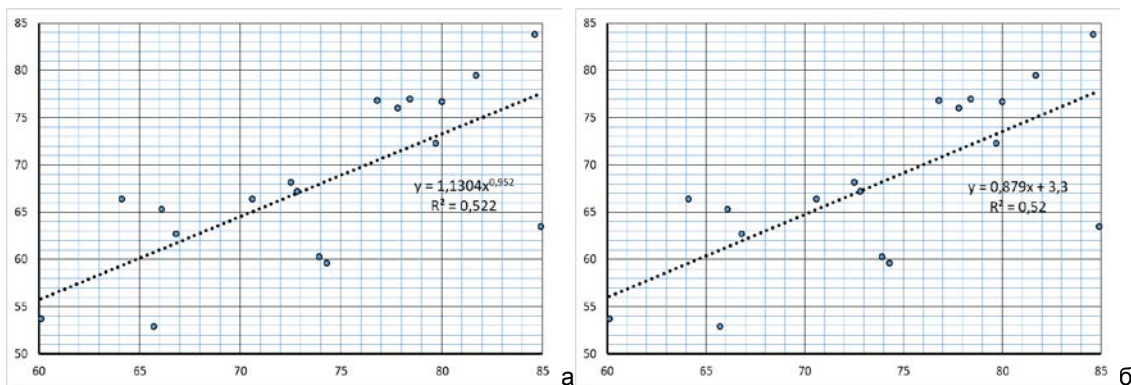


Рис. 4. Нелінійна (а) та лінійна (б) залежність еродованості ріллі U від доли орних земель X_2 на схилах крутістю понад 1°

Остаточний вигляд отриманих рівнянь представлено у табл. 9.

Таблиця 9 – Результати розрахунку математичних моделей еродованості орних земель

Незалежні змінні	Коефіцієнт детермінації	Кореляційне відношення	Щільність зв'язку	Рівняння регресії
X_1	$R^2 = 0,332$	$\eta = 0,58$	середня	$Y = -0,2053X_1^2 + 28,45X_1$
X_2	$R^2 = 0,522$	$\eta = 0,72$	сильна	$Y = 1,13X_2^{0,952}$

Щоб знайти пояснення зворотного характеру зв'язку еродованості ріллі з розораністю сільськогосподарських угідь, побудовано графік зв'язку доли ріллі крутістю $>1^\circ$ з розораністю (рис. 3). Як бачимо, він теж має зворотній характер, тобто в районах Луганської області з більш високою розораністю сільгоспугідь доля схлизових орних земель є нижчою. В інших областях України характер

зв'язку може бути прямим, тоді розораність с.-г. угідь може стати причиною й більшої еродованості ґрунтового покриву.

За допомогою знайденого нелінійного рівняння $Y = 1,13X_2^{0,952}$ виконано оцінку відхилень фактичної еродованості від розрахункової (рис. 5).

Як бачимо, 7 районів із 18 характеризуються відхиленням не більше $\pm 5\%$ за модулем. Ще

шість – відхиленням у межах \pm (5–10)%. У трьох районах воно в межах \pm (10–15)%, в одному (Перевальському районі) досягає 18,1%. Є цілком природним, як свідчить коефіцієнт детермінації ($R^2 = 0,52$), еродованість ріллі залежить від доли схилів крутизною понад 1° тільки на 52%. Тобто на 48% вона залежить від інших факторів, до яких можна віднести ґрунтові, кліматичні фактори рельєфу (форму та довжину схилів), агрономічні, організаційно-господарські, лісомеліоративні та інші.

Отримані відхилення можна виразити у вигляді відношення фактичної еродованості до розрахункової й використати отримані коефіцієнти для аналізу залежності еродованості від ще одного та більше факторів, використовуючи програму «Фактор», розроблену у колишньому Укр НДІ захисту ґрунтів від ерозії (м. Луганськ) Ф.Д. Зеленським і В.П. Голубцовим, або її алгоритм, реалізований за допомогою апарату програми Excel.

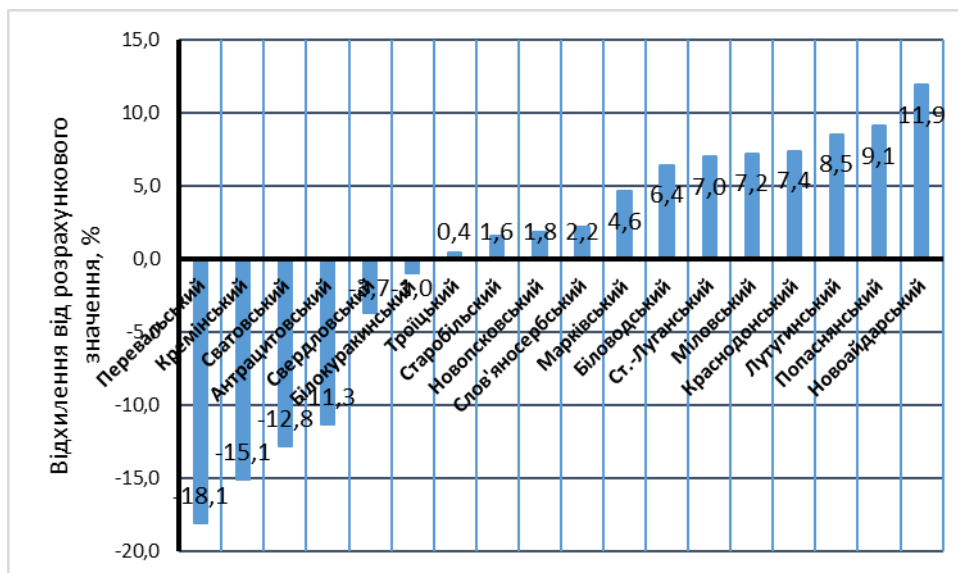


Рис. 5. Відхилення фактичної еродованості орних земель районів Луганської області від розрахункового значення, %

Висновки. Аналіз еродованості ґрунтового покриву районів Луганської області показав, що провідним фактором, який обумовлює її на 52%, є доля ріллі на схилових землях крутизною понад 1° . Зв'язок розподілу ступеня еродованості орних земель за районами має зворотній характер із розподілом ступеня розораності їх сільгоспугідь. Цей неочікуваний факт пояснюється виявленням зворотнім характером зв'язку доли ріллі на схилах крутизною понад 1° з розораністю угідь за районами, тобто виявленням фактом розорювання переважно земель із меншою крутизною схилів.

Обов'язковим етапом побудови математичних моделей на підставі експериментальних та фондових вихідних даних є статистична обробка останніх, яка дозволяє заздалегідь визначити характер і щільність зв'язку показника, що досліджується, з незалежними змінними з'ясувати правомірність використання даних перевіркою на однорідність та достовірність, виконати оптимізацію рядів шляхом відбракування даних, що порушують їх однорідність або достовірність.

СПИСОК ВИКОРИСТАНОЇ ЛІТЕРАТУРИ:

1. Нормативи ґрунтозахисних контурно-меліоративних систем землеробства; за ред. О.Г. Тараріко і М.Г. Лобаса. Київ: Інститут агроecології та біотехнології УААН, Аграрний інститут НБАТ Агроінком, 1998. 158 с.
2. Моргун Ф.Т., Шикун Н.К., Тараріко А.Г. Почвозащитное земледелие. Киев : Урожай, 1983. 240 с.

3. Светличный А.А., Черный С.Г., Швецбс Г.И. Эрозиоведение: теоретические и прикладные аспекты : монография. Сумы : Университетская книга, 2004. 410 с.
4. Скородумов А.С. Эродированные почвы и продуктивность сельскохозяйственных культур. Киев : Урожай, 1973. 372 с.
5. Соболев С.С. Развитие эрозийных процессов на территории европейской части СССР и борьба с ними. М.–Л. : Изд-во АН СССР, 1948. Т. 1. 307 с.
6. Сурмач Г.П. Рельефообразование, современная эрозия и противоэрозионные мероприятия. Волгоград, 1987. Вып. 3 (52). С.25–30.
7. Черемисинов Г.А. Эродированные почвы и их продуктивное использование. Москва : «Колос», 1968. 216 с.
8. Чуюн Г.А. К оценке смывости почвенного покрова: Науч.-техн. бюл. по защите почв от эрозии. Курск : ВНИИЗПЭ, 1976. Вып. 8. С. 8–12.
9. Доспехов Б.А. Методика полевого опыта (с основами статистической обработки результатов исследований). Москва : Колос, 1979. 416 с.
10. Зубова Л.Г. Основы математической обработки экспериментальных данных : учебное пособие. Луганск : Изд-во «Ноулидж», 2013. 60 с. URL: <https://www.twirpx.com/file/2271215/>.
11. Милехин П.А. Земельные ресурсы Луганского региона: географическое расположение, характеристика и оценка земель, совершенствование государственного регулирования : монография. Луганск : «Книжковий світ», 2011. 396 с.

REFERENCES:

1. Tarariko, O. & Lobas, M. (Eds). (1998). *Normatyvy gruntozakhysnykh konturno-melioratyvnykh system zemlerobstva* [Standards of soil protecting contour-meliorative systems of agriculture]. Kyiv : *Agroinkom*. 158 p. [in Ukrainian].
2. Morgun, F.T., Shikula, N.K. & Tarariko, A.G. (1983). *Pochvozashchitnoye zemledeliye* [Soil protection agriculture]. Kyiv : Harvest. 240 p. [in Russian].
3. Svetlichny, A.A., Cherny, S.G. & Schwabs, G.I. (2004). *Eroziovedeniye: teoreticheskiye i prikladnyye aspekty* : Monografiya. [Erosion science: theoretical and applied aspects: monograph]. Sumy : University Book. 410 p. [in Russian].
4. Skorodumov, A.S. *Erodirovannyye pochvy i produktivnost selskokhozyaystvennykh kultur* : Monografiya. [Eroded soils and crop productivity]. Kiev : Harvest, 1973. 372 p. [in Russian].
5. Sobolev, S.S. (1948) *Razvitiye erozionnykh protsessov na territorii yevropeyskoy chasti SSSR i borba s nimi* : Monografiya. [Development of erosion processes in the territory of the European part of the USSR and the fight against them: monograph]. Moskva–Leningrad : Izd-vo AN SSSR,. T. 1. 307 p. [in Russian].
6. Surmach, G.P. (1987). *Relyefoobrazovaniye, sovremennaya eroziya i protiverozionnyye meropriyatiya* : Monografiya. [Relief formation, modern erosion and anti-erosion measures: monograph]. Volhohrad. Vol. 3 (52). P. 25–30. [in Russian].
7. Cheremisinov, G.A. (1968). *Erodirovannyye pochvy i ikh produktivnoye ispolzovaniye*: Monografiya. [Eroded soils and their productive use : monograph]. Moskva : Kolos. 216 p. [in Russian].
8. Chuyan, A.A. (1976). *K otsenke smylosti pochvennogo pokrova: Nauch.-tekhn. byul. po zashchite pochv ot erozii*. [On the Evaluation of the Erosion of Soil Cover : Scient.-technical bulletin on soil protection from erosion. Kursk : VNIIZPE. Vol. 8. P. 8–12. [in Russian].
9. Dospekhov, B.A. (1979). *Metodika polevogo opyta (s osnovami statisticheskoy obrabotki rezultatov issledovaniy)*. [Methodology of field experience (with the basis of statistical processing of research results)]. Moskva : Kolos. 416 p. [in Russian].
10. Zubova, L.G. (2013). *Osnovy matematicheskoy obrabotki eksperimentalnykh dannykh: uchebnoye posobiye*. [The foundations of mathematical processing of experimental data: a tutorial]. Luhansk: Izd-vo "Noulidzh". 60 p. [in Russian]. URL: <https://www.twirpx.com/file/2271215/>.
11. Milekhin, P.A. (2011). *Zemelnyye resursy Luganskogo regiona: geograficheskoye raspolzheniye, kharakteristika i otsenka zemel, sovershenstvovaniye gosudarstvennogo regulirovaniya* : Monografiya. [Land resources of the Lugansk region: geographical location, characteristics and assessment of lands, improvement of state regulation: a monograph]. Luhansk : "Knizhkoviy svit". 396 p. [in Russian].

УДК 631.52:635.64

DOI: <https://doi.org/10.32848/0135-2369.2019.71.14>

ЕФЕКТИВНІСТЬ МЕТОДІВ ГАМЕТНОЇ СЕЛЕКЦІЇ ТОМАТА ПРИ СТВОРЕННІ НОВОГО ВИХІДНОГО СЕЛЕКЦІЙНОГО МАТЕРІАЛУ

КОБИЛІНА Н.О. – кандидат сільськогосподарських наук

<https://orcid.org/0000-0003-3975-7177>

ЛЮТА Ю.О. – кандидат сільськогосподарських наук

<https://orcid.org/0000-0002-3845-2518>

БОНДАРЕНКО К.О.

<https://orcid.org/0000-0003-4690-6361>

Інститут зрошуваного землеробства

Національної академії аграрних наук України

Постановка проблеми. Південь України належить до посушливого регіону. Посухи тут – звичайне явище. Тому для сільського господарства України важливе значення має використання рослин, адаптованих до посушливих умов південного Степу. Відтак створення сортів і гібридів томата, адаптованих до комплексу стресових факторів, має наукову цінність та актуальність.

З'єднати в одному генотипі комплекс господарсько-цінних ознак зі стійкістю до абіотичних та біотичних факторів – основна проблема сучасної селекції. Особливого значення набуває прискорення процесу створення високопродуктивних, стійких до екстремальних факторів сортів томата, яке можливе при розробці та використанні нових

методів селекції, зокрема добору на рівні гаметофіту [1].

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Гаметний добір ефективний при гетерозисній селекції, направлений на одержання вихідного матеріалу, що має високу комбінаційну здатність і однорідні генні комплекси стійкості до абіотичних факторів зовнішнього середовища та при створенні сортів за рахунок широкого використання різних генів стійкості для об'єднання їх у одному генотипі.

Гаметний добір сприяє накопиченню в геномі комплексів з адитивною взаємодією генів. Гаметний добір, як один із методів селекції, заснований Д. Маклехи в 1979 році. На думку автора, добір