

CHAPTER «AGRICULTURAL SCIENCES»

APPLICATION OF NONLINEAR REGRESSION MODELS IN BREEDING TECHNOLOGIES OF SELECTING PARENTAL PAIRS FOR THE CREATION OF HYBRIDS F_1 OF VEGETABLE SPECIES OF PLANTS

ЗАСТОСУВАННЯ НЕЛІНІЙНИХ РЕГРЕСІЙНИХ МОДЕЛЕЙ У СЕЛЕКЦІЙНИХ ТЕХНОЛОГІЯХ ДОБОРУ БАТЬКІВСЬКИХ ПАР ДЛЯ СТВОРЕННЯ ГІБРИДІВ F_1 ОВОЧЕВИХ ВИДІВ РОСЛИН

Serhii Kondratenko¹
Roman Krutko²

DOI: <https://doi.org/10.30525/978-9934-26-406-1-6>

Abstracts. The construction of non-linear regression relationships between the characteristics of the manifestation of quantitative traits in parental forms and their hybrid progeny in the breeding of vegetable plant species, which allow the formation of prognostic models for the selection of parental pairs for crossing in order to achieve the maximum effect in terms of the level of manifestation of quantitative traits in the obtained progeny. **The purpose** of the article is to demonstrate the prognostic capabilities of the method of planning multifactorial experiments according to the compositional plan of the complete factorial experiment (CFE) of the 3rd order for the construction of polynomial regression models, which express in the breeding of vegetable plant species the functional relationship of one quantitative trait of the progeny depending on three

¹ Doctor of Agricultural Sciences, Senior Researcher,
Head of the Department of Selection and Seed Production of Vegetables and Melons,
Institute of Vegetable and Melon Growing of the
National Academy of Agricultural Sciences of Ukraine, Ukraine

² Candidate of Agricultural Sciences,
Head of the Laboratory of Solanaceae and Cucurbitaceae Crops,
Institute of Vegetable and Melon Growing of the
National Academy of Agricultural Sciences of Ukraine, Ukraine

quantitative traits of the original parental forms. **Methodology** of the study is based on general scientific methods: analysis and synthesis; induction and deduction; observations and abstractions used to systematize research results in the natural sciences. Special methods: evaluation of the biochemical composition of sweet pepper fruits in the phase of biological ripeness; determination of patterns of formation of valuable quantitative traits and their variability in parental forms and derivatives of hybrids F₁ of sweet pepper; mathematical and statistical – planning of a multifactorial experiment; programming; construction of nonlinear regression models. **Results** of the research demonstrate the high efficiency of the calculated regression models for establishing the regularities of the manifestation of quantitative traits between the original forms and their progeny in the selection of sweet pepper. Research samples of sweet pepper created at the Institute of Vegetable and Melon Growing of the National Academy of Sciences were used for the regression analysis. The parental forms and hybrids F₁ derived from them were used as objects of statistical calculations. Data from the biochemical evaluation of fruits in the phase of biological ripeness obtained during 2021–2022 were used for statistical calculations. Polynomial regression was used to study the regularities of the total sugar content in the fruits of hybrid F₁ plants depending on the content of biochemical components (dry matter, total sugar, and vitamin C) in the fruits of the parental forms. Finally, the results of mathematical modeling allow us to draw the following conclusions: the dominant influence on the expression of the studied trait (the maximum content of total sugar in the fruits of F₁ hybrids) provides a similar level of the content of this valuable biochemical component in the parental forms of plants; when analyzing the data of the two-year studies by the degree of influence of the dry matter content in the parent forms of the plants, the optima of the manifestation of the investigated trait in the hybrids F₁ were found; the graphical representation of the model functions according to the data of 2021 (Y_{mod1}) and according to the data of 2022 (Y_{mod2}) in the 3-dimensional coordinate system indicates the absence of a linear relationship between the investigated factors-arguments with a predominantly parabolic form of the relationship when displaying the resulting characteristic. **Practical implications.** In order to calculate mathematical and statistical models that reflect the patterns of manifestation of valuable quantitative traits between

parental forms of vegetable plant species and hybrids derived from them, an effective algorithm for building a system of regression equations based on the matrix of the planning of a complete factorial experiment (CFE) of the 3rd order is proposed. **Value/originality.** The proposed modification of the planning elements of a full factorial experiment of the 3rd order, which provides for the unequal repetition of the number of parallel experiments in the planning matrix and the method of varying the levels of the argument factors (x_1, x_2, x_3), made it possible to calculate multifactorial nonlinear regression equations, the application of which in the breeding of vegetable plant species allows optimal selection of parental components for crossbreeding with the maximum effect of manifestation of the investigated quantitative trait in their hybrid progeny.

1. Вступ

Сучасні селекційні технології створення сортів і гібридів овочевих видів рослин ґрунтуються на статистичній обробці великих масивів первинних експериментальних даних, які відображають рівні прояву важливих кількісних ознак. Особливо це стосується гібридної селекції, коли потрібно одночасно визначати закономірності спадкування не тільки однієї, а цілого комплексу ознак між батьківськими формами та похідними від них гібридами першого покоління. Переважна більшість цих ознак має слабкий лінійний кореляційний зв'язок між собою і тому по відношенню до них не коректно застосовувати методи розрахунку лінійної регресії. Для вирішення даної проблеми доцільно скористатися найбільш ефективною і інформативною формою нелінійного регресійного аналізу, пов'язаною із застосуванням методики планування багатофакторних експериментів за композиційним планом повного факторного експерименту (ПФЕ) 3-го порядку. Специфіка формування матриці даного композиційного плану дозволяє проводити апроксимацію експериментальних залежностей поліномом 3-го ступеню виду $F(x_1, x_2, x_3)$ та дослідити при цьому залежність результативної ознаки, як функції трьох змінних (факторів-аргументів). Зокрема, є потенційна можливість дослідити нелінійний функціональний зв'язок між проявом однієї кількісної ознаки у гібриду першого покоління залежно від одночасного прояву будь-яких трьох інших кількісних ознак у його батьківських компонентів. У представ-

леному розділі на прикладі аналізу біохімічного складу плодів перцю солодкого продемонстровано можливості побудови нелінійних регресійних залежностей між рівнем прояву однієї кількісної ознаки (вміст загального цукру) у гібридів першого покоління та трьох кількісних ознак (вміст вітаміну С, загального цукру і сухої речовини) у плодах його батьківських компонентів. При аналізі результатів статистичних розрахунків основний акцент зроблено на знаходженні оптимуму отриманих функцій (регресійних моделей) і визначенні математичної форми зв'язку незалежних аргументів-факторів (x_1, x_2, x_3) і досліджуваної результативної ознаки $F(x_1, x_2, x_3)$.

2. Методичні аспекти побудови нелінійної моделі досліджуваного процесу

Для визначення математичної моделі досліджуваного процесу, що виражає зв'язок між результуючим параметром і фактором впливу, традиційно використовується регресійний аналіз. У зв'язку з цим, у факторному плануванні з використанням регресійного аналізу виділяють два основних напрямки: планування експерименту для пошуку математичної моделі і планування експерименту для знаходження оптимальних значень факторів [1, с. 63]. Експеримент, у якому дослідник може задавати значення (рівні) факторів і підтримувати їх з достатньою точністю за певною схемою (планом), називається активним. Іншими словами, активний експеримент передбачає активну участь дослідника у вивченні процесу. Експеримент, у якому дослідник не ставить, а лише контролює значення факторів, називається пасивним. У цьому випадку дослідник не втручається активно у процес. Вивчення регресійних зв'язків, які виражають залежність між комплексом господарсько-цінних ознак у батьківських ліній і гібридів F_1 у гетерозисній селекції овочевих видів рослин, умовно, можна віднести до пасивної форми експерименту. Оскільки, у даному випадку, прогнозований результат залежить від багатьох неконтрольованих і маловивчених чинників, які в першу чергу пов'язані з недостатнім визначенням ефекту гетерозису на генному рівні і значною фенотипічною і екологічною мінливістю прояву кількісних ознак.

При аналізі досліджуваних ознак рослин перцю солодкого ми скористалися найбільш ефективною і інформаційною формою регресійного аналізу, пов'язаною із застосуванням методики планування

багатофакторних експериментів за композиційним планом ПФЕ 3-го порядку [2, с. 36; 3, с. 83]. З огляду на специфіку формування матриці даного композиційного плану, нами був розроблений пакет комп'ютерних програм, у яких реалізовані алгоритми підбору інтервалів варіювання значень факторів і досліджуваного параметра, з урахуванням їх випадкового, а не активного задання експериментатором. Детальний опис розробленого нами способу наближення елементів планування ПФЕ 3-го порядку для аналізу випадково варіюють факторів представлено у роботі [4, с. 185].

Сучасні умови сільськогосподарського виробництва вимагають високої якості вирощуваної продукції. Особливо це стосується овочевих видів рослин, які стали основою харчування населення в Україні. Біологічна цінність харчових продуктів визначається тим, в якій мірі даний продукт забезпечує організм комплексом життєво важливих білків і вітамінів. У зв'язку з цим великий інтерес представляє селекція перцю солодкого на підвищення вмісту біологічно цінних компонентів у плодах, де на перший план виступає створення гетерозисних гібридів F_1 [5, с. 69]. У зв'язку з чим питання, пов'язані з обґрунтуванням і розробкою принципів раціонального підбору батьківських пар, складають одну з найважливіших завдань селекції. Деякі можливості якісного прогнозу ознак у гібридів F_1 дає метод оцінки загальної і специфічної комбінаційної здатності [6, с. 62]. Основний недолік даного методу – велика трудомісткість. Відомий якісний метод прогнозу, який ґрунтується на доборі батьківських пар, які максимально розрізняються між собою за біологічними, біохімічними та іншими властивостями [7, с. 56]. Більш об'єктивні кількісні методи прогнозу значень ознак у гібридів F_1 , в основі яких лежить використання коефіцієнтів успадкування, облік адитивного або мультиплікативного успадкування ознак, інформація про компоненти схрещування і їх батьківські форми [5, с. 49]. При застосуванні методів математичного моделювання найбільш важливим у описі взаємовідносин у системі «батько–нащадок» є встановлення максимально точного функціонального зв'язку між характером успадкування цінних ознак у батьківських форм та їх потомства. У разі гетерозисний селекції, математичне моделювання зводиться в основному до вирішення двох логічно пов'язаних завдань – початкової побудови, а потім відшукування оптимуму модель-

ної функції, що виражає максимальний фенотипічний прояв досліджуваної ознаки у гібридів F_1 [5, с. 72].

Для проведення регресійного аналізу в роботі використовувався селекційний матеріал лабораторії селекції пасльонових і гарбузових культур Інституту овочівництва і баштанництва Національної академії аграрних наук України. Як об'єкти досліджень використовувалися батьківські форми та похідні від них гібриди F_1 . Для статистичних обчислень використовувалися дані з біохімічної оцінки плодів у фазі біологічної стиглості, одержані протягом 2021–2022 років. Визначався вміст сухої речовини [8], загального цукру [9] і вітаміну С [10]. За допомогою поліноміальної регресії вивчалися закономірності вмісту загального цукру у плодах рослин гібридів F_1 залежно від вмісту біохімічних компонентів (сухої речовини, загального цукру і вітаміну С) у плодах батьківських форм (табл. 1 і 2).

Перед наведенням основних розрахункових формул інтервалів варіювання значень факторів-аргументів доцільно спочатку представити деякі методичні аспекти планування ПФЕ. В узагальненому вигляді залежність параметра оптимізації від декількох факторів (змінних) можна представити так:

$$y = f(x_1, x_2, x_3, \dots, x_n). \quad (1)$$

Рішення задачі оптимізації зводиться до знаходження максимуму цієї функції за всіма змінними, тобто до досягнення найвищої точки поверхні відгуку. Вид функції (1), як правило, невідомий і при експериментальному вивченні подібної залежності для її опису використовують рівняння регресії.

У найпростішому випадку, коли досліджуваний нами параметр оптимізації у пов'язаний з кожним з факторів x_i лінійно, таке рівняння має вигляд:

$$y = b_0 + b_1 * x_1 + b_2 * x_2 + \dots + b_n * x_n = b_0 + \sum b_i * x_i, \quad (2)$$

де коефіцієнти b_i (b_1, b_2, \dots, b_n) характеризують вплив кожного фактора на величину y . Більшість біологічних залежностей має нелінійний характер і рівняння (2) може адекватно описувати функцію відгуку тільки у досить вузькій області змін x_i . Тому більш реалістичним видається рівняння регресії 2-го ступеня (квадратичне рівняння):

$$y = b_0 + \sum_{i=1}^n b_i * x_i + \sum_{ij=1}^n b_{ij} * x_i * x_j + \sum_{ii=1}^n b_{ii} * x_i^2. \quad (3)$$

Біохімічний склад плодів батьківських форм і вміст загального цукру у плодах гібридів F₁ перцю солодкого, дані 2021 року

№ з/п	Комбінації схрещувань	Вміст у плодах батьківських форм (♂):			Вміст загального цукру у плодах гібридів F ₁ , %
		сухої речовини, %	загального цукру, %	вітаміну С, мг/100 г	
1.	Обрій / Надія	7,92	3,50	140,78	3,38
2.	Обрій / т.№10	9,40	3,45	152,77	3,66
3.	Обрій / LXP-9/7	7,72	2,98	159,99	3,04
4.	Обрій / М-1	7,10	3,26	154,27	3,62
5.	Обрій / LO-4	7,34	3,47	162,44	2,99
6.	Обрій / LO-10	9,04	3,48	168,61	3,33
7.	Обрій / LO-2	10,83	3,51	160,96	3,38
8.	Обрій / Золотий Ювілей	8,34	3,66	164,10	3,54
9.	Обрій / Подарок Молдови	6,80	3,23	144,24	3,38
10.	Обрій / LXP-41/1	9,40	3,77	157,98	3,76
11.	Обрій / Зразок № 5	8,92	4,33	167,94	3,13
12.	Надія / т.№10	9,38	3,47	152,57	3,42
13.	Надія / LXP-9/7	7,71	2,95	159,67	3,53
14.	Надія / М-1	7,10	3,26	154,27	3,56
15.	Надія / LO-4	7,34	3,51	162,34	3,18
16.	Надія / LO-10	9,04	3,38	168,59	3,36
17.	Надія / LO-2	10,73	3,49	160,76	3,35
18.	Надія / Золотий Ювілей	8,32	3,63	163,10	3,23
19.	т.№10 / LXP-9/7	7,61	2,67	160,42	3,31
20.	т.№10 / М-1	7,10	3,26	154,27	3,90
21.	т.№10 / Париж	5,37	2,95	125,51	3,56
22.	т.№10 / LXP-41/1	9,40	3,77	157,98	3,57
23.	т.№10 / Тригон	9,24	4,41	144,95	3,79
24.	т.№10 / LXP-48	8,35	3,19	135,67	3,52
25.	LXP-9/7 / М-1	7,10	3,26	154,27	3,29
26.	LXP-9/7 / Обрій	9,60	3,69	141,05	3,13
27.	LXP-9/7 / т.№10	9,36	3,49	153,22	3,38

(Закінчення таблиці 1)

№ з/п	Комбінації схрещувань	Вміст у плодах батьківських форм (♂):			Вміст загального цукру у плодах гібридів F ₁ , %
		сухої речовини, %	загального цукру, %	вітаміну С, мг/100 г	
28.	LXP-9/7 / LXP-10/10	11,83	3,32	199,31	3,23
29.	LXP-10/10 / Париж	5,42	2,84	125,45	3,76
30.	LXP-10/10 / LXP-41/1	9,36	3,53	156,65	3,26
31.	LXP-10/10 / Тритон	9,24	4,41	144,95	3,18
32.	LXP-10/10 / LXP-48	8,25	3,09	134,77	3,38
33.	LXP-41/1 / т№10	9,52	3,45	152,77	3,28
34.	LXP-41/1 / Зразок № 5	8,89	4,31	167,84	3,38
35.	Зразок № 5 / Тритон	9,21	4,52	143,96	3,38
36.	Подарок Молдови / т№10	9,42	3,39	151,88	3,28
37.	LXP-48 / Піонер	6,10	3,44	120,79	3,28
38.	LXP-41/1 / Г-442	7,73	3,33	158,95	3,33

Таблиця 2

Біохімічний склад плодів батьківських форм і вміст загального цукру у плодах гібридів F¹ перцю солодкого, дані 2022 року

№ з/п	Комбінації схрещувань	Вміст у плодах батьківських форм (♂):			Вміст загального цукру у плодах гібридів F ₁ , %
		сухої речовини, %	загального цукру, %	вітаміну С, мг/100 г	
1.	Feherozon / Надія	6,91	3,15	136,92	3,90
2.	LXP-10/10 / Г-442	6,26	2,56	110,1	2,29
3.	LXP-10/10 / Піонер	5,74	3,09	99,46	2,11
4.	LXP-10/10 / Тритон	7,71	2,74	123,91	3,76
5.	LXP-41/1 / L/П-48	7,99	2,84	114,34	3,33
6.	LXP-48 / L/П-41/1	8,31	3,18	152,3	3,08
7.	LXP-48 / Богатир	6,23	2,94	114,56	3,28
8.	LXP-9/7 / LO-4	6,98	3,12	141,11	2,72
9.	LXP-9/7 / Золотої Ювілей	7,98	3,31	142,77	3,18
10.	LXP-9/7 / Мершор	6,53	3,23	134,84	3,50

Chapter «Agricultural sciences»

(Закінчення таблиці 2)

№ з/п	Комбінації схрещувань	Вміст у плодах батьківських форм (♂):			Вміст загального цукру у плодах гібридів F ₁ , %
		сухої речовини, %	загального цукру, %	вітаміну С, мг/100 г	
11.	LXII-9/7 / Надія	6,91	3,15	136,92	2,83
12.	Богатир / Зразок № 5	8,56	3,98	146,61	2,25
13.	Г-253 / LXII-10/6	10,44	2,93	149,56	2,11
14.	Зразок № 5 / Bell Boy	9,6	3,62	182,16	3,08
15.	Зразок № 5 / LO-10	8,7	3,13	147,28	3,69
16.	Зразок № 5 / LO-2	9,64	3,3	127,37	3,18
17.	Зразок № 5 / LXII-41/1	8,31	3,18	152,3	3,38
18.	Зразок № 5 / LXII-48	8,02	2,79	114,55	3,23
19.	Зразок № 5 / LXII-9/7	8,96	2,96	133,37	3,23
20.	Зразок № 5 / Г-442	6,26	2,56	110,1	3,04
21.	Зразок № 5 / Золотий Ювілей	7,98	3,31	142,77	3,62
22.	Зразок № 5 / Мерішор	6,53	3,23	134,84	2,87
23.	Зразок № 5 / Надія	6,91	3,15	136,92	2,75
24.	Зразок № 5 / Тритон	7,71	2,74	123,91	3,13
25.	М-1 / LXII-41/1	8,31	3,18	152,3	3,04
26.	М-1 / т№10	8,99	3,79	141,38	3,82
27.	М-1 / Тритон	7,69	2,73	123,75	3,28
28.	Надія / LXII-48	7,95	2,81	114,22	3,18
29.	Надія / Зразок № 5	8,56	3,98	146,61	3,90
30.	Надія / М-1	6,74	2,91	132,94	3,04
31.	Подарок Молдови / Париж	8,14	3,62	112,57	3,90
32.	Подарок Молдови / LXII-10/10	8,78	1,82	126,97	3,28
33.	Подарок Молдови / Тритон	7,66	2,79	122,93	3,56
34.	т№10 / Bell Boy	9,6	3,62	182,16	3,56
35.	т№10 / ЛЗТ-ТЮЗ/2	8,4	4,06	157,78	4,06
36.	т№10 / LXII-41/1	8,31	3,18	152,3	4,06
37.	т№10 / LXII-48	7,76	2,87	114,29	4,72
38.	т№10 / LXII-9/7	8,96	2,96	133,37	3,98
39.	Товстостінний / LXII-48	7,95	2,83	114,45	2,91

Члени $b_{ij} * x_i * x_j$ оцінюють взаємодію факторів, тобто ситуацію, коли вплив одного з факторів x_i на y залежить від рівня другого x_j , який з ним взаємодіє. Квадратичні члени $b_{ii} * x_i^2$ відображають нелінійну залежність y від фактора x_i , яка виражається, по-перше, в тому, що вплив x_i на y залежить від рівня самого цього фактора, а, по-друге, в тому, що на кривій, що відображає залежність y від x , виявляється мінімум (якщо $b_{ii} > 0$) або максимум (якщо $b_{ii} < 0$).

Для визначення коефіцієнтів у лінійному рівнянні (2) досить поставити досліди за планом, який передбачає дослідження кожного фактора всього на двох рівнях, верхньому і нижньому. До числа таких планів відносяться плани повного факторного експерименту 2^m , де m – число факторів. Щоб оцінити квадратичні ефекти факторів (коефіцієнти b_{ii} у рівнянні (3)), слід застосовувати плани експериментів, у яких кожен фактор варіює, щонайменше, на трьох рівнях. Такі плани називаються планами 2-го порядку. Якщо число факторів і рівнів їх варіювання дорівнюють трьом, то такі плани відносяться до ПФЕ типу 3^3 , в якому можливе сполучення усіх факторів дорівнює $3^3 = 27$.

Умови багатфакторного експерименту, тобто значення контрольованих факторів для окремих дослідів прийнято записувати у кодованому вигляді. Кодовані значення кількісних факторів, можна отримати, якщо використовувати нижче наведену формулу (4), запропоновану в роботі [3, с. 59]:

$$x_{jc} = \frac{(x_j - x_{jo})}{I_j}, \quad (4)$$

де x_{jc} – кодоване значення j -го фактора; x_j – натуральне значення j -го фактора; x_{jo} – натуральне значення основного (середнього) рівня j -го фактора; I_j – половинне значення інтервалу варіювання j -го фактора між його максимальним і мінімальним значеннями. Згідно вище представленої формули значення нижнього рівня будь-якого фактора буде дорівнювати «-1», основного (середнього) рівня «0», а верхнього рівня «+1». У таблиці 3 наведено план ПФЕ типу 3^3 з урахуванням кодування значень кількісних факторів.

Обов'язковою умовою проведення ПФЕ будь-якого порядку є однакове число паралельних дослідів для одного рядка матриці планування. Значення параметра оптимізації паралельних дослідів для певного ряду матриці планування замінюють їх середнім арифметич-

Матриця ПФЕ 3-го порядку

№ досліджу	Рівні факторів			№ досліджу	Рівні факторів		
	x_1	x_2	x_3		x_1	x_2	x_3
1	«-»	«-»	«-»	15	«+»	«0»	«0»
2	«0»	«-»	«-»	16	«-»	«+»	«0»
3	«+»	«-»	«-»	17	«0»	«+»	«0»
4	«-»	«0»	«-»	18	«+»	«+»	«0»
5	«0»	«0»	«-»	19	«-»	«-»	«+»
6	«+»	«0»	«-»	20	«0»	«-»	«+»
7	«-»	«+»	«-»	21	«+»	«-»	«+»
8	«0»	«+»	«-»	22	«-»	«0»	«+»
9	«+»	«+»	«-»	23	«0»	«0»	«+»
10	«-»	«-»	«0»	24	«+»	«0»	«+»
11	«0»	«-»	«0»	25	«-»	«+»	«+»
12	«+»	«-»	«0»	26	«0»	«+»	«+»
13	«-»	«0»	«0»	27	«+»	«+»	«+»
14	«0»	«0»	«0»	-	-	-	-

ним значенням \hat{y}_u [2, с. 36]. Наприклад, нехай у u -рядку плану експерименту проведено n паралельних дослідів, при цьому отримані наступні значення параметра оптимізації: $y_{u1}, y_{u2}, \dots, y_{uk}$. Для цих значень розраховується статистичний показник \hat{y}_u :

$$\hat{y}_u = \frac{1}{n} * \sum_{k=1}^n y_{uk}, \quad (5)$$

Таким чином, зберігаються паралельні досліді, що має істотне значення при оцінці розсіювання експериментальних даних від отриманої нами модельної функції, яка описує досліджуваний процес.

При роботі з селекційними генотипами рослин, зокрема при оперуванні з їх кількісними ознаками, селекціонерові доводиться мати справу з певним набором кількісних показників, які з позицій теоретичних основ математичної статистики є системою випадкових величин. Наприклад, при вивченні розмірних характеристик листкової пластинки можна виміряти її довжину, ширину і товщину. Ці три розміри можна розглядати як три випадкові величини, які утворюють систему (X_1, X_2, X_3) . Аналогічно, як систему випадкових величин,

можна розглядати виміряні кількісні ознаки, що відносяться до різних батьківським форм у селекційних схрещуваннях овочевих видів рослин. Будь-який набір значень (x_{1p}, x_{2p}, x_{3i}) , які входять в систему (X_1, X_2, X_3) відноситься до певного випадкового експерименту – до певної i -тої селекційно-цінної форми рослини. Властивості окремих випадкових величин недостатні для опису властивостей всієї системи в цілому. Наприклад, при вивченні залежності між фенотипічним проявом ознак у гібридів F_1 і у батьківських форм, по суті, також функціонально зв'язується випадкова величина Y (отримана результативна ознака або параметр оптимізації) з системою випадкових величин (X_1, X_2, \dots, X_n) . Для того, щоб вивчити комбінований вплив трьох окремо взятих кількісних ознак у батьківських форм на прояв відібраної ознаки у гібридів F_1 вельми зручним є застосування технології розрахунку повного факторного експерименту. Оскільки у даному випадку, у певний рядок матриці планування потенційно можна занести генетично детерміновані поєднання трьох кількісних ознак батьківських форм, які є фенотиповою властивістю одного або групи близькоспоріднених генотипів. Дана особливість планування ПФЕ значно підвищує ефективність математичної моделі за оцінкою вихідних форм при створенні гетерозисних гібридів і може істотно полегшити аналітичну роботу селекціонера з вивчення комбінаційної здатності батьківських пар.

Якщо розкласти по рядках матриці планування ПФЕ значення досліджуваного нами параметра оптимізації (з урахуванням повторних вимірювань), то отримані таким чином первинні дані будуть згруповані у вигляді комбінаційної таблиці, яка зазвичай складається при угрупованню даних у однофакторному дисперсійному аналізі [2, с. 36]. Як зазначалося вище, одним з обов'язкових умов проведення повного факторного експерименту є наявність однакового числа паралельних дослідів для кожного рядка матриці планування. Тобто, досліджуваний нами числовий комплекс повинен бути рівночисельним за обсягом. У тих експериментах, де варіюючи фактори задаються експериментатором, дана умова легко виконується шляхом проведення рівній повторності дослідів для однієї комбінації факторів у матриці планування (табл. 3). Певні труднощі виникають при проведенні експериментів, коли вихідні фактори-аргументи x_1, x_2, x_3 не можуть бути задані експериментатором, а є, по суті, системою випадкових величин, пов'я-

заної функціонально з результативною ознакою, яка також, випадково варіює. Для подолання вище зазначеної проблеми пропонується провести ряд перетворень вихідних статистичних числових комплексів на основі відомих методів математичного моделювання та комп'ютерної обробки експериментальних даних.

Часто вивчати функції випадкових змінних $Y = \varphi (X_1, X_2, \dots, X_n)$ зручно, а іноді і єдино можливо, за допомогою статистичного методу випробувань – методу Монте-Карло [4, с. 187]. Для цієї мети необхідно отримати множину $x_{1p}, x_{2p}, x_{3p}, \dots, x_{np}$ вихідних статистичних показників, пов'язаних в систему випадкових величин X_1, X_2, \dots, X_n , статистичні параметри розподілу якої відомі. За допомогою залежності $\varphi (X_1, X_2, \dots, X_n)$, отриманої на основі множини вихідних статистичних показників можна обчислити відповідні значення Y . Моделювання методом Монте-Карло передбачає отримання альтернативної множини вихідних статистичних показників, з максимально наближеними параметрами розподілу, яке має множина статистичних показників, що входять у вихідну (моделюючу) систему випадкових величин.

Для реалізації методу Монте-Карло в роботі використовувалася алгоритмічна мова програмування qBASIC (MS-DOS Qbasic, Microsoft corp. Lmd., 1987–1992), за допомогою якої була створена комп'ютерна програма для отримання альтернативної множини вихідних статистичних показників. Даний статистичний метод використовувався для моделювання рівночисельного статистичного комплексу в плані ПФЕ типу 3^3 за умови нерівнозначного числа повторів вимірювання досліджуваної результативної ознаки у рядках матриці планування, яке мало місце в експерименті. При комп'ютерному моделюванні, в основі отримання випадкових чисел, розподілених за будь-яким законом розподілу, лежать випадкові числа, розподілені за законом рівної ймовірності в інтервалі $\{0, 1\}$. Для того, щоб отримати генерацію випадкових чисел з нормальним законом розподілу в роботі був використаний алгоритм розрахунку, запропонований в роботі [4, с. 188]. Зокрема, генерація випадкового числа $x = x_{med} + x_n \sigma$ з заданим вибірковим середнім значенням x_{med} і середньоквадратичною похибкою σ проводилася за розробленим алгоритмом програми, в основі якого була закладена наступна формула:

$$x_n = 2 * \ln * \left(\frac{1}{V_n}\right) * \cos(2 * \pi * V_{n-1}), \quad (6)$$

де V_n і V_{n-1} пара чисел в інтервалі $[0, 1]$, які генеруються датчиком випадкових чисел комп'ютера за законом рівної ймовірності.

Для визначення числа повторностей досліду n у ПФЕ за умови нерівної кількості випробувань, які припадають на u -рядок матриці планування використовувалася формула, запропонована в роботі [4, с. 188] для аналізу оцінки сили впливу факторів в однофакторному дисперсійному аналізі при аналогічній оцінці нерівномірного числового комплексу:

$$n_{med} = \sqrt{\frac{1}{a-1}} * \sqrt{N - \frac{\sum_{i=1}^a (n_i)^2}{N}}, \quad (7)$$

де a – чисельність рядків у матриці планування, у які розподілилися поєднання значень трьох кількісних показників (трьох факторів), що випадково варіюють одного або групи близькоспоріднених генотипів; n_i – чисельність варіант y_{uk} у u -рядку матриці планування (див. формулу (5)); N – загальне число варіант або обсяг всього комплексу.

Для формування рівнів факторів, що випадково варіюють у рівнянні моделі пропонується спеціальний алгоритм групування кількісний ознак x_1, x_2, x_3 , який дозволяє найбільш наближено змодельовати існуючий в техніці розрахунку ПФЕ спосіб підбору рівнів варіації факторів, які на початку розрахунку регресійної моделі задаються і контролюються експериментатором. Відповідно до формули (4), в повному факторному експерименті інтервал варіювання кожного з факторів ділиться на три рівні: нижній «-1», середній «0» і верхній «+1». Для визначення вищевказаних рівнів при випадковому варіюванні факторів застосовувався наступний штучний прийом. Спочатку, інтервал варіювання абсолютних значень кожного фактора розбивався на 6 рівних частин. Далі, нижній рівень розраховували за наступною формулою:

$$x_{i(-1)} = \{x_{i\min} + \frac{1}{6} * (x_{i\max} - x_{i\min})\}, \quad (8)$$

середній рівень по формулі:

$$x_{i(0)} = \{x_{i\min} + \frac{3}{6} * (x_{i\max} - x_{i\min})\}, \quad (9)$$

а верхній рівень по формулі:

$$x_{i(\alpha+1)} = \{x_{i\min} + \frac{5}{6} * (x_{i\max} - x_{i\min})\}. \quad (10)$$

Таким чином, усі значення факторів, які випадково варіювали і потрапляли в інтервал $\{x_{i(\alpha-1)} - \frac{1}{6} * (x_{i\max} - x_{i\min})\} \leq x_{i(\alpha-1)} < \{x_{i(\alpha-1)} + \frac{1}{6} * (x_{i\max} - x_{i\min})\}$ умовно відносилися до нижнього рівня. Усі значення факторів, які потрапляли в інтервал $\{x_{i(\alpha 0)} - \frac{3}{6} * (x_{i\max} - x_{i\min})\} \leq x_{i(\alpha 0)} < \{x_{i(\alpha 0)} + \frac{3}{6} * (x_{i\max} - x_{i\min})\}$ умовно відносилися до середнього рівня, а значення, що припадали на інтервал $\{x_{i(\alpha+1)} - \frac{5}{6} * (x_{i\max} - x_{i\min})\} \leq x_{i(\alpha+1)} \leq \{x_{i(\alpha+1)} + \frac{5}{6} * (x_{i\max} - x_{i\min})\}$ належали до верхнього рівня. Кодовані значення рівнів факторів, розраховували за формулою (4). Оскільки в експерименті діють 3 системи випадкових величин X_1, X_2, X_3 , які потенційно поєднують комбінований набір кількісних ознак, що відносяться до індивідуальних генотипів, то їх розподіл по рядках матриці планування ПФЕ буде рівнозначним розподілу батьківських форм гетерозисних гібридів, які мали наближений набір кількісних ознак.

Для перевірки відповідності отриманої математичної моделі щодо досліджуваним закономірностям використовувався статистичний розрахунок коефіцієнта множинної кореляції за нижче представленою формулою [11, с. 134]:

$$\rho = \frac{1}{\sqrt{1 + \left(\frac{s_{\Delta}}{s_y}\right)^2}}, \quad (11)$$

де s_{Δ} – середньоквадратичне відхилення експериментальних точок y_i (значень результативної ознак) від прямої $y = f(y_{mod})$, s_y – середньоквадратичне відхилення експериментальних точок y_i від середнього значення $y_{ср}$. При розрахунку вищевказаного статистичного показника дотримувалися методичних рекомендацій [11, с. 134]. Якщо використовувана в якості моделі функція $y_{mod} = f(x)$ є однозначною функцією x , то при відсутності похибок експериментальних даних тотожність $y_i \equiv y_{mod}$ можна зобразити графічно у вигляді $y = f(y_{mod})$ бісектриси прямого кута, яка б не складна була використовувана модель. Якщо ж похибка експериментальних точок не дорівнює нулю, то експери-

ментальні значення y_i розташуються в деякій смугі навколо прямої $y = f(y_{mod})$. Це обумовлено тим, що кожному значенню x_i відповідає (при однозначній моделі) лише одне значення y_{mod} , а експериментальні значення y_i при заданому x_i можуть бути як більше значень y_{mod} , так і менше. Розрахований коефіцієнт множинної кореляції (ρ) між експериментальними значеннями y_i і отриманими за моделлю y_{mod} при різних x_i однаково правомірно використовується як для одно-, так і для багатofакторних моделей.

Окрім розрахунку коефіцієнту множинної кореляції (ρ) в роботі, додатково, проводилася оцінка розсіювання експериментальних даних за умовою адекватності моделі, відповідно до запропонованого в літературі розрахунку [1, с. 70]. Статистичний аналіз проводили у такій послідовності. Спочатку розраховували порядкову дисперсію:

$$s_u^2(y) = \frac{\sum_{i=1}^n (y_{ui} - \hat{y}_u)^2}{(n-1)}, \quad (12)$$

де n – повторність досліду у u -рядку матриці планування ПФЕ 3-го порядку, y_{ui} – експериментальні значення параметра оптимізації, що припадають на u -рядок матриці планування, \hat{y}_u – порядкове середнє арифметичне значення параметра оптимізації, отримане на основі експериментальних даних. Порядкову дисперсію розраховували для 27 дослідів, що входять в план ПФЕ 3-го порядку. Далі знаходили дисперсію одиничного результату:

$$s^2(y) = \frac{\sum_{u=1}^N s_u^2(y)}{N}, \quad (13)$$

при $N = 27$ і дисперсію відтворюваності середнього значення:

$$s^2(\hat{y}) = \frac{s^2(y)}{N} \quad (14)$$

Для визначення величини похибки, з якою рівняння відтворювало результати, розраховували дисперсію адекватності за наступною формулою:

$$s_{ad}^2 = \frac{\sum_{u=1}^N (\hat{y}_u - \hat{y}_{modu})^2}{N - N_1}, \quad (15)$$

де $(\hat{y}_u - \hat{y}_{modu})^2$ – сума квадратів відхилень експериментальних значень \hat{y}_u від передбачених значень \hat{y}_{modu} , обчислених за рівнянням моделі для ти/ всі/ дослідів, які були передбачені планом, $N - N_1$ – число ступенів свободи, N_1 – число членів у рівнянні регресії. Після чого записували умови неадекватності:

$$\frac{s_{ad}^2}{s^2(\hat{y}_u)} \geq F_{0,05(f_1, f_2)}, \quad (16)$$

де $F_{0,05}$ – критерій Фішера при 5 % рівні значущості. Значення $F_{0,05}$ бралися зі статистичних таблиць, наведених у відповідній методичній літературі [1, с. 73]. При цьому враховувалися числа ступенів свободи f_1 – для дисперсії відтворюваності середнього значення і f_2 – для дисперсії адекватності s_{ad}^2 . Якщо отримана дисперсія адекватності перевищувала дисперсію відтворюваності середнього результату більш, ніж в F раз, то рівняння моделі вважалося непридатним для опису досліджуваного процесу. В іншому випадку знайдене рівняння моделі адекватно описувало процес. Переконавшись в адекватності моделі, переходили до обчислення оптимальних значень для кожного фактора.

3. Встановлення функціонального зв'язку між проявом досліджених кількісних ознак

При застосуванні методів математичного моделювання досить важливим при описі взаємин у системі «батько-нащадок» є встановлення максимально точного функціонального зв'язку між особливістю спадкування цінних ознак у батьківських форм та їх потомства. У разі гетерозисний селекції, математичне моделювання зводиться в основному до вирішення двох логічно пов'язаних завдань – початкової побудови, а потім знаходженню оптимуму модельної функції, яка виражає максимально фенотипічний прояв досліджуваної ознаки у гібридів F_1 . У проведених статистичних дослідженнях нами була вивчена регресійна залежність між вмістом у плодах сухої речовини (аргумент-фактор – x_1), загального цукру (аргумент-фактор – x_2) і вітаміну С (аргумент-фактор – x_3) у батьківських форм перцю солодкого і вмістом загального цукру у плодах, похідних від них гібридів F_1 .

Дворічні дані за 2021 і 2022 роки за результатами біохімічного аналізу селекційного матеріалу представлені у таблицях 1 і 2, відповідно.

На підставі запропонованого способу розрахунку рівнів варіювання факторів була складена таблиця 4, в якій вказані абсолютні значення показників кількісних ознак на нижньому (x_i («-1»)), середньому (x_i («0»)) і верхньому (x_i («+1»)) рівнях. Розрахунок багатofакторних модельних функцій проводився за однорічними результатами біохімічної оцінки селекційного матеріалу. Таким чином, було отримано два автономних багатofакторних рівняння регресії, у яких досліджувана результативна ознака Y_{mod} (вміст загального цукру у плодах гібридів F₁) була функцією трьох змінних факторів-аргументів: x_1, x_2, x_3 . Зокрема, у рівнянні (17) представлено функціональний зв'язок $Y_{\text{mod}} = f(x_1, x_2, x_3)$ за даними біохімічного аналізу за 2021 рік:

$$\begin{aligned}
 Y_{\text{mod}1} = & 1,49 + 0,39 * z_1 - 0,37 * z_{11} - 0,58 * z_2 + 0,33 * z_1 * z_2 - 0,29 * z_{11} * z_2 - 0,17 * z_{22} + \\
 & 0,058 * z_1 * z_{22} - 0,086 * z_{11} * z_{22} - 0,77 * z_3 + 0,84 * z_1 * z_3 + 0,46 * z_{11} * z_3 + \\
 & 0,028 * z_2 * z_3 - 0,85 * z_1 * z_2 * z_3 + 0,16 * z_{22} * z_3 + 0,097 * z_{11} * z_{22} * z_3 - 0,37 * z_{33} + \\
 & 0,84 * z_1 * z_{33} + 0,089 * z_{11} * z_{33} - 0,29 * z_1 * z_2 * z_{33} + 0,18 * z_{22} * z_{33} + 0,21 * z_1 * z_{22} * z_{33} + \\
 & 0,078 * z_{11} * z_{22} * z_{33}.
 \end{aligned} \tag{17}$$

А у рівнянні (18) за 2022 рік:

$$\begin{aligned}
 Y_{\text{mod}2} = & 1,48 + 0,10 * z_1 - 0,44 * z_{11} + 0,68 * z_2 + 0,82 * z_1 * z_2 - 0,31 * z_{11} * z_2 - \\
 & 0,14 * z_{22} + 0,27 * z_1 * z_{22} - 0,084 * z_{11} * z_{22} - 0,48 * z_3 + 0,72 * z_1 * z_3 + \\
 & 0,31 * z_{11} * z_3 + 0,79 * z_2 * z_3 + 0,27 * z_{22} * z_3 - 0,18 * z_{33} - 0,27 * z_1 * z_{33} - \\
 & 0,14 * z_{11} * z_{33} - 0,23 * z_2 * z_{33} - 0,069 * z_1 * z_2 * z_{33} - 0,056 * z_{11} * z_2 * z_{33} + \\
 & 0,28 * z_{22} * z_{33} - 0,028 * z_{11} * z_{22} * z_{33}.
 \end{aligned} \tag{18}$$

У цих двох рівняннях змінна z_i , пов'язана зі змінною x_i наступними простими співвідношеннями: $z_i = x_i$ і $z_i^2 = 3 * x_i^2 - 3$, оскільки подібна заміна дає кращий для аналізу вигляд рівнянням (17) і (18), а також дозволяє зменшити обсяг розрахунків при обчисленні дії факторів. Для знаходження точок оптимуму дії факторів, нами застосовувався комп'ютерний обрахунок цих функцій з перебором їх значень з позначеним кроком h (методом ітерації) по обраним змінним x_1, x_2, x_3 з метою вибору максимальної точки серед взятих N значень функцій. Зокрема, кожен з факторів у кодованих змінних варіював в інтервалі від -1 до 1, тому максимальна кількість взятих N значень дорівнювала 20 з урахуванням обраного кроку $h = 0,1$ (табл. 4).

**Одиниці варіювання (λ) і значення показників досліджуваних
кількісних ознак у батьківських форм перцю солодкого
на нижньому, середньому і верхньому рівнях**

Кількісні ознаки	Фактор-аргумент	Нижній рівень «-1»		Середній рівень «0»		Верхній рівень «+1»		Одиниця варіювання, λ	
		дані за роками							
		2021	2022	2021	2022	2021	2022	2021	2022
вміст сухої речовини, %	x_1	6,45	6,52	8,60	8,09	10,75	9,66	2,15	1,57
вміст загального цукру, %	x_2	3,19	2,19	3,68	2,94	4,17	3,69	0,49	0,74
вміст вітаміну С, мг/100 г	x_3	133,88	113,24	160,05	140,81	186,22	168,38	26,17	27,57

Побудова графіків рівнянь регресії (17) і (18) з максимальним проявом досліджуваної фенотипової ознаки у гібридів F_1 проводили із застосуванням 3-мірної системи координат. При цьому для відшукування оптимуму модельної функції проводився розрахунок її поточного значення при послідовній фіксації одного з факторів на рівнях «-1», «0», «+1» і зміні двох інших факторів в інтервалі кодованих змінних $\{-1; +1\}$ з вищевказаним кроком $h = 0,1$. Отримані, таким чином, графіки функцій представлені на рис. 1 і 2. На цих двох графіках проведено перерахунок кодованих змінних на абсолютні значення кількісних ознак батьківських форм рослин.

Таблиця 5 наочно демонструє встановлений розподіл батьківських генотипів за рядками матриці планування композиційного плану ПФЕ 3-го порядку. У стовпцях 7 і 8 даної таблиці вказані номери конкретних комбінацій схрещування батьківських пар, які відповідають даним таблиць 1 і 2.

Аналізуючи дворічні дані, слід виділити виявлену характерну особливість розподілу батьківських форм по рядках матриці планування. Як правило, в один рядок розподілялися від однієї до трьох форм, що мають за комплексом пов'язаних кількісних ознак (факторів-аргументів) близькі значення. Дане групування дозволило виділити «лідуючі» батьківські генотипи, які виявили найбільший вплив на експресію досліджуваної ознаки у створених за їх участю гібридів F_1 .

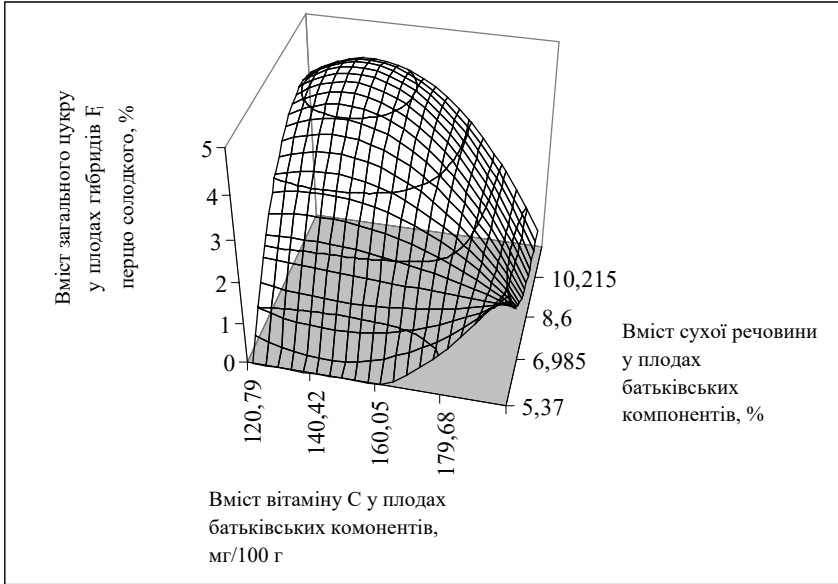


Рис. 1. Графічний вид модельної функції (17) в зоні виявленого максимуму свого значення при фіксованому нижньому рівні фактора-аргументу $x_2 = -1$ (вміст загального цукру у плодах батьківських форм перцю солодкого)

У 2021 році максимальним середнім значенням вмісту загального цукру у плодах відзначилися гібриди F_1 , у яких у якості батьківської форми виступала лінія М-1 (10 рядок матриці планування у табл. 5) – 3,59 %. Материнськими формами при схрещуванні з батьківською лінією М-1 були наступні генотипи – сорти Обрій, Надія та лінії т№ 10 і LXP-9/7 (дані табл. 1). Максимальний рівень вмісту загального цукру (3,90 %) у плодах гібридів першого покоління був зафіксований у комбінації схрещування [т№ 10 / М-1] (див. 20 строчки у таблиці 1). Близькими до оптимального рівня зі статистично достовірною відмінністю були значення середнього вмісту цукру у плодах гібридів F_1 , отриманих у наступних комбінаціях схрещування – [Обрій / Золотий Ювілей], [т№10 / Париж] та [LXP-10/10 / Париж] (табл. 1 та 1 строчка у табл. 5).

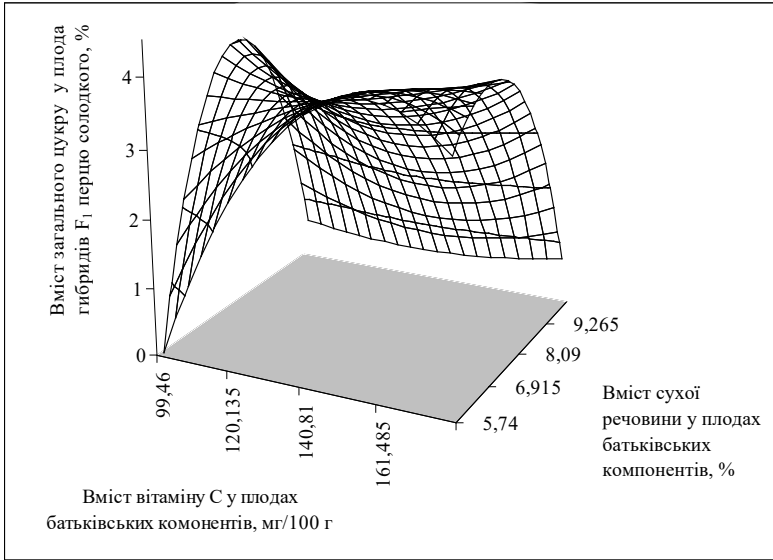


Рис. 2. Графічний вид модельної функції (18) в зоні виявленого максимуму свого значення при фіксованому нижньому рівні фактора-аргументу $x_2 = 1$ (вміст загального цукру у плодах батьківських форм перцю солодкого)

У порівнянні з 2021 роком, у 2022 році при проведенні селекційних досліджень частково було змінено склад вихідних форм перцю солодкого і відповідно комбінації схрещування (табл. 2). Після групування батьківських генотипів за рядками матриці планування оптимум вмісту загального цукру у плодах гібридів F_1 становив 4,06 %. У формуванні даного статистичного показника взяв участь один батьківський зразок від комбінації схрещування [т№10 / ЛЗТ-ТЮЗ/2] (26 строчка матриці планування таблиці 5 і № 35 таблиці 2). Максимальний рівень вмісту загального цукру (4,72 %) у плодах гібридів першого покоління був зафіксований у комбінації схрещування [т№ 10 / LXП-48] (див. 37 строку у таблиці 2). Близькими до оптимального рівня зі статистично достовірною різницею були значення середньостатистичного вмісту загального цукру у плодах гібридів F_1 , отриманих у комбінаціях схрещування [Подарок Молдови / Париж] (3,82 %) і [М-1 / т№10] (3,9 %).

Таблиця 5

Встановлений розподіл 3-х кількісних ознак за умов їх випадкового варіювання у батьківських форм перцю солодкого у композиційній матриці планування ПФЕ 3-го порядку та відповідно отримані даному розподілу середні значення результуючого ознаки (вміст загального цукру у гібридів F_1 , $Y_{кр} \pm m_x$)

№ з/п	Рівні факторів			Частотний розподіл генотипів батьківських форм перцю солодкого по рядках матриці планування				Номери комбінацій схрещувань батьківських форм, відповідно таблиць 1 і 2				Вміст загального цукру у плодах гібридів F_1 , % ($Y_{кр} \pm m_x$)	Розраховані на основі модельних функцій значення вмісту загального цукру у плодах гібридів F_1 , %
	(x1)	(x2)	(x3)	2021		2022		дані за роками		2021	2022		
				5	6	7	8	9	10				
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12		
1.	«1»	«1»	«1»	6	4	9; 21; 29	2; 20	3,57 ± 0,07	2,67 ± 0,22	3,56	2,72		
2.	«0»	«1»	«1»	4	2	24; 32	32	3,45 ± 0,04	3,28 ± 0,004	3,49	3,25		
3.	«+1»	«1»	«1»	0	0	-	-	-	-	0,02	-0,02		
4.	"-1"	«0»	«1»	2	4	37	3; 7	3,28 ± 0,003	2,69 ± 0,34	3,30	2,83		
5.	«0»	«0»	«1»	4	18	14; 26	4; 5; 18; 24; 27; 28; 33; 37; 39	3,26 ± 0,074	3,46 ± 0,12	3,26	3,37		
6.	«+1»	«0»	«1»	0	0	-	-	-	-	-0,02	-0,05		
7.	«1»	«+1»	«1»	0	0	-	-	-	-	-0,01	-0,19		
8.	«0»	«+1»	«1»	6	2	23; 31; 35	31	3,45 ± 0,11	3,9 ± 0,003	3,41	4,02		
9.	«+1»	«+1»	«1»	0	0	-	-	-	-	0,008	0,07		
10.	«1»	«1»	«0»	8	0	4; 14; 20; 25	-	3,59 ± 0,08	-	3,56	0,04		

Chapter «Agricultural sciences»

(Закінчення таблиці 5)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
11.	«0»	«-1»	«0»	8	0	3; 13; 19, 38	-	3,30 ± 0,07	-	3,29	0,000002
12.	«+1»	«-1»	«0»	0	0	-	1; 8; 10; 11; 22; 23; 30	-	-	-0,032	-0,04
13.	«-1»	«0»	«0»	4	14	5; 15	6; 9; 15; 17; 21; 25; 36	3,09 ± 0,06	3,09 ± 0,12	3,09	3,01
14.	«0»	«0»	«0»	24	14	2; 6; 8; 10; 12; 16; 18; 22; 27; 30; 33; 36	13; 16; 19; 38	3,42 ± 0,034	3,44 ± 0,10	3,42	3,44
15.	«+1»	«0»	«0»	4	8	7; 17	-	3,37 ± 0,007	3,13 ± 0,25	3,37	3,21
16.	«-1»	«+1»	«0»	0	0	-	-	-	-	0,03	0,004
17.	«0»	«+1»	«0»	4	4	11; 34	12; 29	3,26 ± 0,072	3,08 ± 0,48	3,27	3,08
18.	«+1»	«+1»	«0»	0	2	-	26	-	3,82 ± 0,003	0,03	3,78
19.	«-1»	«-1»	«+1»	0	0	-	-	-	-	0,04	-0,09
20.	«0»	«-1»	«+1»	0	0	-	-	-	-	-0,02	0,03
21.	«+1»	«-1»	«+1»	2	0	28	-	3,23 ± 0,003	-	3,25	0,06
22.	«-1»	«0»	«+1»	0	0	-	-	-	-	-0,02	-0,05
23.	«0»	«0»	«+1»	0	0	-	-	-	-	0,0000004	0,09
24.	«+1»	«0»	«+1»	0	0	-	-	-	-	0,02	-0,031
25.	«-1»	«+1»	«+1»	0	0	-	-	-	-	-0,02	0,15
26.	«0»	«+1»	«+1»	0	2	-	35	-	4,06 ± 0,003	0,02	3,95
27.	«+1»	«+1»	«+1»	0	4	-	14; 34	-	3,34 ± 0,15	-0,04	3,30
Умови адекватності модельної функції				$Y_{\text{воб1}}$	$\rho = 0,78, S^2_{\text{об}} / S^2(Y_{\text{воб1}}) = 0,59$ при $F_{0,05}(f_3, f_1) = 3,3$						
				$Y_{\text{воб2}}$	$\rho = 0,76, S^2_{\text{об}} / S^2(Y_{\text{воб2}}) = 0,43$ при $F_{0,05}(f_2, f_1) = 2,9$						

4. Висновки

Таким чином, розроблений алгоритм групування і розподілу даних за рядками матриці планування дозволив задовільно оптимізувати процес добору найбільш перспективних батьківських компонентів схрещування з точки зору прояву кількісних ознак, які цікавлять селекціонера. За результатами дворічних селекційних досліджень і проведеної біохімічної оцінки плодів гібридів F₁ були відібрані лінії LXP-48, LZT-ТЮЗ/2, т№10, М-1 і сорти Золотий Ювілей і Париж. При чому сорт Париж ініціював високий рівень вмісту загального цукру у гібридному потомстві як у 2021 році, так і 2022 році.

З отриманих результатів комп'ютерного моделювання динаміки прояву досліджуваної ознаки у гібридів F₁ слід відмітити, що розраховані її максимальні значення тісно пов'язані з подібними ознаками у батьківських форм. Як видно з графіків модельних функцій Y_{mod1} і Y_{mod2} , їх максимуми припадають на фіксовані значення кодової змінної x_2 , яка виражає вміст загального цукру у плодах батьківських форм перцю солодкого (див. рис. 1 і 2).

При графічному відображенні модельних функцій виявлено однаковий прояв функціонального зв'язку між результативною ознакою і фактором-аргументом x_1 (вміст сухої речовини у батьківських форм). А саме, виявлена параболічна форма зв'язку з даним фактором-аргументом, яка вказує про досягнення оптимуму впливу даної ознаки батьківських форм на прояв ознаки «Вміст загального цукру» у гібридів F₁ (див. рис. 1 і 2).

У той же час дія фактора-аргументу x_3 (вміст вітаміну С у плодах батьківських форм) на прояв результативної ознаки за два роки досліджень була неоднозначною. За даними 2021 року функціональний зв'язок (Y_{mod1}) за даним аргументом мав оптимум у зоні середнього, «нульового» рівня ($x_3 = 0$), а потім функція монотонно спадала до нульового рівня в зоні значення фактору-аргументу $x_3 = 1$ (див. табл. 5 і рис. 1).

За даними 2022 року, модельна функція Y_{mod2} мала максимум в зоні нижнього рівня «-1» і потім мала тенденцію до незначного спаду до рівня фактору-аргументу $x_3 = 0$ і потім трималася приблизно на одному рівні до значення фактору-аргументу $x_3 = 1$ (див. табл. 5 і рис. 2).

Біологічна інтерпретація даної функціональної зв'язку полягає в тому, що усі батьківські форми, які внесли найбільший внесок на

результативну ознаку у 2021–2022 роках за вмістом сухої речовини локалізувалися у двох областях, близьких до нижнього («-1») і нульового («0») рівнів у кодованих змінних (табл. 5). Теж можна констатувати і по відношенню до впливу вмісту вітаміну С у батьківських форм на прояв результативної ознаки у гібридів F_1 , тобто на вміст загального вмісту у плодах.

Остаточні результати математичного моделювання дозволяють зробити наступні висновки:

– домінуючий вплив на експресію досліджуваної ознаки (максимум вмісту загального цукру у плодах гібридів F_1) надає аналогічний рівень вмісту даного цінного біохімічного компоненту у батьківських формах рослин;

– при аналізі даних дворічних досліджень за ступенем впливу вмісту сухої речовини у батьківських форм рослин було виявлено оптимуми прояву результативної ознаки у гібридів F_1 ;

– графічне зображення модельних функцій Y_{mod1} і Y_{mod2} у 3-х мірній системі координат вказує про відсутність лінійного зв'язку між досліджуваними факторами-аргументами з переважно параболічною формою зв'язку при відображенні результативної ознаки.

Список літератури:

1. Васильковський О.М., Лещенко С.М., Васильковська К.В., Петренко Д.І. Підручник дослідника : навчальний посібник для студентів агротехнічних спеціальностей. Кіровоград : КНТУ, 2016. 204 с.

2. Пазюк В.М., Пазюк О.Д., Липовий І.Г. Методичні вказівки з курсу «Планування експерименту» для студентів денної та заочної форми навчання. Вінниця : ВНАУ, 2015. 44 с.

3. Гришук Ю.С. Основи наукових досліджень : навчальний посібник. Харків : НТУ «ХПІ», 2008. 232 с.

4. Кондратенко С.И. Способ приближения элементов планирования факторного эксперимента (ПФЭ) 3-го порядка для анализа многофакторных регрессионных зависимостей между количественными признаками родительских форм и их потомства в селекционных исследованиях на культурных видах растений. *Вісник Полтавської державної аграрної академії*. 2006. Вип. 3 (42). С. 185–189.

5. Корнієнко С.І, Самовол О.П., Кравченко В.А., Крутько Р.В., Степенко Т.А. Генотипи перців і їх використання в селекційно-генетичних дослідженнях : монографія / за ред. С.І. Корнієнка. Вінниця : ТОВ «Нілан-ЛТД», 2016. 248 с.

6. Мазур О.В., Мазур О.В., Лозінський М.В. Селекція та насінництво польових культур : навч. посібник. Вінниця : ТВОРИ, 2020. 348 с.

7. Фіщук О.С., Андреева В.В. Генетика і селекція рослин : курс лекцій. Луцьк : ВНУ ім. Лесі Українки, 2017. 174 с.
8. ДСТУ 7804:2015. Продукти перероблення фруктів і овочів. Методи визначення сухих речовин або вологи. Київ, 2016. 16 с.
9. ДСТУ 4954:2008. Продукти перероблення фруктів та овочів. Методи визначення цукрів. Київ, 2009. 18 с.
10. ДСТУ 7803:2015. Продукты переработки фруктов и овощей. Методы определения витамина С. Київ, 2016. 24 с.
11. Степанишин В.М., Тисовський Л.О. Побудова моделі кореляційного аналізу для дослідження багатofакторних процесів і явищ. *Вісник Національного університету «Львівська політехніка»*. 2012. № 736. С. 133–138.

References:

1. Vasytkovskiy, O. M., Leshchenko, S. M., Vasytkovska, K. V., Petrenko, D. I. (2016). *Pidruchnyk doslidnyka. Navchalnyi posibnyk dlia studentiv ahrotekhnichnykh spetsialnostei* [Researcher's textbook. Study guide for students of agrotechnical specialties]. Kirovohrad: KNTU. (in Ukrainian)
2. Paziuk, V. M., Paziuk, O. D., Lypovi, I. H. (2015). *Metodychni vkazivky z kursu "Planuvannia eksperymentu" dlia studentiv dennoi ta zaочноi formy navchannia* [Methodical instructions from the course "Experiment planning" for full-time and part-time students]. Vinnytsia: VNAU. (in Ukrainian)
3. Hryshchuk, Yu. S. (2008). *Osnovy naukovyi doslidzhen. Navchalnyi posibnyk* [Basics of scientific research. Study guide]. Kharkiv: NTU "KhPI". (in Ukrainian)
4. Kondratenko, S. I. (2006). Sposob priblizheniya elementov planirovaniya polnogo faktornogo eksperimenta (PFE) 3-go poryadka dlya analiza mnogofaktornykh regressionnykh zavisimostey mezhdru kolichestvennyimi priznakami roditelskikh form i ih potomstva v selektsionnykh issledovaniyakh na kulturnykh vidakh rasteniy [A method for approximating elements of planning a complete factorial experiment (CFE) of the 3rd order for the analysis of multifactorial regression dependencies between quantitative traits of parental forms and their offspring in breeding studies on cultivated plant species]. *Visnyk Poltavskoi derzhavnoi ahrarnoi akademii*, vol. 3(42), pp. 185–189. (in Russian)
5. Kornienko, S. I., Samovol, O. P., Kravchenko, V. A., Krutko, R. V., Stepenko T. A. (2016). *Henofondy pertsiv i yikh vykorystannia v selektsiino-henetychnykh doslidzhenniakh: monohrafiia* [Pepper gene pools and their use in breeding and genetic research: monograph]. In S. I. Kornienka (Ed.). Vinnytsia: TOV "Nilan-LTD". (in Ukrainian)
6. Mazur, O. V., Mazur, O. V., Lozinskyi, M. V. (2020) *Selektsiia ta nasinnystvo polovoykh kultur: navchalnyi posibnyk* [Breeding and seed production of field crops: training. manual]. Vinnytsia: TVORY. (in Ukrainian)
7. Fishchuk, O. S., Andreieva, V. V. (2017). *Henetyka i selektsiia rosllyn: kurs lektsii* [Genetics and plant breeding: a course of lectures]. Lutsk: VNU im. Lesi Ukrainky. (in Ukrainian)

8. State enterprise "Ukrainian Research and Training Center for Standardization Problems" (SE "UkrNDNC") (2016). *Produkty pererobliannia fruktiv i ovochiv. Metody vyznachennia sukhykh rehovyn abo volohy* [Fruit and vegetable processing products. Methods of determination of dry substances or moisture]. (DSTU 7804:2015). (in Ukrainian)

9. DNDPKI "Konservpromkompleks" (2009). *Produkty pereroblennia fruktiv ta ovochiv. Metody vyznachannia tsukriv* [Products of fruit and vegetable processing. Methods of determination of sugars]. (DSTU 4954:2008). (in Ukrainian)

10. Technical Committee for Standardization "Products from vegetables and fruits and equipment for their processing" (TC 24) (2015). *Produkty pererabotki fruktov i ovoschey. Metodyi opredeleniya vitamina C* [Processed fruit and vegetable products. Methods for determining vitamin C]. (DSTU 7803:2015). State enterprise "Ukrainian research and training center for problems of standardization, certification and quality" (in Russian)

11. Stepanyshyn, V. M., Tysovskiy, L. O. (2012). Pobudova modeli koreliatsiynoho analizu dlia doslidzhennia bahatofaktornykh protsesiv i yavlyshch [Building a model of correlation analysis for the study of multifactorial processes and phenomena]. *Visnyk Natsionalnoho universytetu "Lvivska politekhnik"*, no. 736, pp. 133–138. (in Ukrainian)