

STANISŁAW WĘGRZYN

Zakład Roślin Zbożowych

Instytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin, Oddział w Krakowie

Możliwości wykorzystania metod statystycznych do opracowania wyników doświadczeń w hodowli roślin

An application of some statistical methods in plant breeding trials

Omówiono możliwości zastosowania niektórych metod statystycznych do opracowania wyników doświadczeń o nieortogonalnych danych bez podawania szczegółów metodycznych. Szczególną uwagę zwrócono na doświadczenia we wczesnych etapach hodowlanych, a głównie na doświadczenia jednopowtórzeniowe, zarówno od strony metodycznej, jak i sposobu opracowania wyników. Również dużo miejsca poświęcono opracowaniu wyników doświadczeń grupowych, tj. doświadczeń z różnymi rodami w tej samej lub różnych miejscowościach. Na końcu podano analizę i sposób oszacowania udziału efektu genetycznego i dwóch frakcji efektu interakcji genotypowo-środowiskowej, tj. interakcji genotypów z miejscowościami w latach (IGL) i interakcji genotypów z latami (IGY). Omówiono zalety i wady poszczególnych frakcji interakcji w aspekcie ich wykorzystania w selekcji najkorzystniejszych genotypów. Wszystkie rozważania były przeprowadzone na przykładach liczbowych, które mają charakter wyłącznie ilustracyjny.

Słowa kluczowe: doświadczenia jednopowtórzeniowe, efekty genotypowe, efekty interakcji genotypowo-środowiskowej, synteza doświadczeń grupowych, układ nieortogonalny

The objective of this publication was to show a possibility of some statistical methods application for non-orthogonal data in plant breeding. The most attention was given to field trials at the first stage of breeding, especially to the one-replication trials. Also, a synthesis of group trials with different genotypes at one or more localities was discussed. Moreover, the analysis and interpretation of genotypic effect and genotype-environment interaction were given. All the considerations were exemplified with didactic appeals.

Key words: genotypic effect genotype-environment interaction, non-orthogonal design, one-replication trial, synthesis of group trials

WSTĘP

W doświadczalnictwie polowym, ukierunkowanym na potrzeby hodowli roślin, napotykamy bardzo często na dużą nieortogonalność wyników, co wymaga stosowania odpowiednich metod statystycznych. W przeciwnym wypadku, stosując klasyczne metody,

możemy dojść do fałszywych wniosków. W przedstawionym opracowaniu ograniczono się do podania tylko wybranych zagadnień, z którymi hodowca spotyka się najczęściej. Zagadnienia te stanowiące będą cel niniejszego opracowania, a zaliczono do nich:

- metodykę prowadzenia doświadczeń polowych we wczesnych etapach hodowli,
- syntezę doświadczeń grupowych z jednej miejscowości,
- syntezę doświadczeń grupowych z różnych miejscowości,
- ocenę wpływu efektu genetycznego i efektu interakcji genotypowo-środowiskowej.

DOŚWIADCZENIA BEZPOWTÓRZENIOWE W BLOKACH

Współczesna hodowla roślin operuje coraz większymi zbiorami danych, na które składają się z jednej strony duża liczba wykonanych kombinacji krzyżowania, z drugiej zaś duża liczba wybieranych linii, które stanowią początek rodów hodowlanych. Materiał ten musi być oceniony w doświadczeniach polowych na różnych etapach hodowli. W początkowych etapach hodowca dysponuje bardzo dużą liczbą linii, ale małą ilością nasion. Stąd nie ma możliwości zakładania doświadczeń w powtórzeniach. Dlatego też na tym etapie stosuje się doświadczenia bezpowtórzeniowe z jednym lub dwoma wzorcami, rozmieszczonymi zwykle systematycznie co kilka poletek. Wyniki doświadczeń przeprowadzonych metodą wzorca systematycznego, w pierwotnym ujęciu były porównywane do dwóch sąsiednich wzorców (Nawrocki, 1967). Zmienność pola pomiędzy dwoma sąsiednimi wzorcami była przyjmowana jako liniowa. Założenie to było bardzo silnie krytykowane i metoda ta została na pewien czas zaniechana. Jednak, w ostatnich latach znalazła ponowne uznanie wśród hodowców, ale zmienił się sposób opracowywania wyników doświadczeń poprzez charakterystykę zmienności pola w oparciu o regresję wyznaczoną metodą wielomianów wyższego stopnia. Nie mniej jednak nadal uważa się, że rozmieszczenie wzorca w sposób systematyczny jest sprzeczne z nowoczesnym doświadczalnictwem. W związku z tym powstała propozycja zakładania doświadczeń bezpowtórzeniowych w blokach rozszerzonych (Federer, 1956, 1961, 1975; Lin i Poushinsky, 1983, 1985). W proponowanej metodzie całkowitą liczbę rodów dzieli się na małe grupy, które stanowią bloki. Do każdego bloku włącza się dwie lub więcej odmian, które będziemy określać pojęciem wzorców. Zarówno wzorce jak i rody w każdym bloku są rozmieszczone losowo. Jeden z wzorców można rozmieścić w sposób systematyczny, na przykład na początku każdego bloku. Schemat rozmieszczenia rodów i wzorców przedstawia rysunek 1. Dla celów ilustracyjnych przyjęto tylko 12 rodów i trzy wzorce, oznaczone symbolami wz1, wz2 i wz3. Rody podzielono na trzy grupy (bloki). Pierwszy i drugi blok zawierają po 5 rodów, trzeci tylko dwa pozostałe. Taki sposób podziału rodów na bloki przyjęto celowo, aby pokazać, że bloki mogą być o dowolnej wielkości. Najlepiej jednak, jeśli możliwie wszystkie bloki są tej samej wielkości (rys. 1).

Plony doświadczenia, przeliczone w dt/ha, zestawiono w tabeli 1. Na podstawie średniego plonu wszystkich wzorców widzimy, że żyzność bloków nie była jednakowa w całym doświadczeniu. Stąd rody rosnące w bloku pierwszym miały najlepsze warunki, zaś rody w trzecim bloku — najgorsze. Znane są dwa sposoby statystycznego opracowania wyników doświadczeń przeprowadzonych tą metodą. Jeden podany przez Cerankę i

Chudzik (1977) oraz przez Petersona (1994) polega na analizie plonów dla samych wzorców według układu dwukierunkowego oraz wyznaczeniu efektów blokowych, które następnie służą do poprawienia średnich dla rodów. Ten wariant opracowania wyników może być kłopotliwy w wypadku braku obserwacji dla niektórych wzorców.

	—	0
I Blok Block	1	WZ-1
	2	R-7
	3	R-3
	4	WZ-2
	5	R-5
	6	WZ-3
	7	R-12
	8	R-10
II Blok Block	9	WZ-1
	10	R-1
	11	WZ-3
	12	R-6
	13	R-4
	14	R-9
	15	WZ-2
	16	R-11
III Blok Block	17	WZ-1
	18	WZ-3
	19	R-8
	20	R-2
	21	WZ-2
	—	0

Rys. 1. Schemat rozmieszczenia obiektów (12 rodów + 3 wzorce) — w układzie rozszerzonym z jednym powtórzeniem

Fig. 1. Illustration of controls and strains arranged in one — replication augmented block design

Dlatego lepiej jest stosować drugi sposób, polegający na wyznaczeniu efektów obiektowych, które dodane do średniej ze wszystkich obiektów dają średnie poprawione (Nawrocki, 1967; Caliński, 1982). Pierwszy i drugi sposób prowadzi do analizy wariancji. Przykład takiej analizy wariancji dla omawianych wyników podaje tabela 2. Analiza ta prowadzi do rozłożenia całkowitej zmienności na składnik, wynikający z różnic między blokami i z różnic między obiektami oraz składnik stanowiący błąd. Suma kwadratów dla zmienności obiektowej może być dalej rozłożona na kontrast pomiędzy średnią wzorców

a średnią rodów oraz sumę kwadratów związaną z różnicami między wzorcami i między obiektami.

Tabela 1

Plony obiektów w doświadczeniu jednopowtórzeniowym w układzie bloków rozszerzonych
Yields of objects in a one-replication trial with the augmented blocks design

Lp. No.	Nazwa obiektu Object	Bloki Blocks		
		I	II	III
1	Wz-1	71,7	67,4	70,9
2	Wz-2	59,6	55,7	55,4
3	Wz-3	67,3	67,1	68,1
4	R-7	62,3		
5	R-3	69,8		
6	R-5	79,2		
7	R-12	77,5		
8	R-10	69,7		
9	R-1		68,7	
10	R-6		75,8	
11	R-4		66,5	
12	R-9		66,1	
13	R-11		59,4	
14	R-8			46,5
15	R-2			44,5
Średnia wzorców Mean of controls		66,2	63,4	64,8

Ze średniego kwadratu dla błędu można wyznaczyć błąd standardowy dla różnic między dowolnymi średnimi, zarówno rodów, jak i wzorców. Wzór na błąd standardowy (S_{cv}) wg Petersona (1994) ma postać:

$$S_{cv} = \sqrt{\frac{(b+1)(c+1)SE}{b * c}}$$

gdzie: b = liczba bloków; c = liczba wzorców; SE = średni kwadrat dla błędu z tabeli 2.

Tabela 2

Analiza wariancji dla doświadczeń odmianowych w układzie bloków rozszerzonych w jednym powtórzeniu
Analysis of variance for the augmented blocks design with one-replication

Źródło — Source	Liczba stopni swobody df	Suma kwadratów SS	Średni kwadrat MS
Bloki Blocks	2	490,45	245,23**
Obiekty Objects	14	1585,70	113,26**
Wzorce/rody Controls v. strains	1	2,52	2,52
Wzorce Controls	2	290,22	145,11**
Rody Strains	11	1292,96	117,54**
Błąd Error	4	10,24	2,56

** — Istotne na poziomie 0,01

** — Significant at the 0,01 level

Jeśli wartość wyznaczonego błędu standardowego pomnożymy przez wartość jednostronnego testu t , a następnie dodamy np. do średniej plenniejszego wzorca, to otrzymamy górną granicę przedziału powyżej, której obiekty będą uznane jako istotnie plenniejsze od wzorca. Średni plon plenniejszego wzorca wynosi 70,0 dt/ha, obliczony błąd standardowy ma wartość 2,1333 oraz $t = 2,132$. Zatem górna granica wynosi: $70,0 + 2,1333 * 2,132 = 74,55$. W tabeli 3 widzimy, że trzy rody (R-5, R-6 i R-12) spełniają ten warunek. Rody te można uważać jako istotnie lepsze od plenniejszego wzorca.

Tabela 3

Średnie plony dla wzorców i średnie poprawione dla rodów
Corrected mean yields for controls and strains in the augmented blocks design

Lp. No.	Obiekt Object	Średni plon Mean
1	R-5	77,8*
2	R-6	77,2*
3	R-12	76,1*
4	Wz-1	70,0
5	R-1	70,1
6	R-3	68,4
7	R-10	68,3
8	Wz-3	67,5
9	R-4	67,9
10	R-9	67,5
11	R-7	60,9
12	R-11	60,8
13	Wz-2	56,9
14	R-8	46,5
15	R-2	44,5

* — Istotnie plenniejsze od wzorca

* — Significantly better than standard

SYNTEZA GRUP DOŚWIADCZEŃ Z JEDNEJ MIEJSCOWOŚCI

W następnym etapie hodowli może zachodzić potrzeba oceny plonu i innych cech 100–200 lub więcej rodów w doświadczeniach założonych w więcej niż jednym powtórzeniu. Założenie pojedynczego doświadczenia z tak dużą liczbą obiektów jest niemożliwe, dlatego hodowca dzieli daną pulę rodów na mniejsze grupy, włączając do każdej 2–3 te same wzorce. W ten sposób zakłada kilka doświadczeń na tym samym lub różnych polach, ale w tej samej miejscowości. Po zbiorze, wyniki każdego doświadczenia opracowuje statystycznie osobno i zgodnie z metodą doświadczenia. Obliczone średnie i liczby powtórzeń zestawia w oddzielnej tabeli. Przykład takiego zestawienia przedstawia tabela 4. Zawiera ona trzy grupy doświadczeń (oznaczone przez G-1, G-2 i G-3), w których przebadano łącznie 15 rodów i dwa obiekty wzorcowe (wz-1 i wz-2). Obok średnich są podane liczby powtórzeń, z czego wynika, że liczby powtórzeń w poszczególnych doświadczeniach mogą być różne. Wyniki w tabeli 4 przedstawiają klasyfikację dwukierunkową, gdzie jeden kierunek wyznaczają poszczególne doświadczenia, drugi zaś rody i obiekty wzorcowe.

Tabela 4

Średnie plony dla trzech doświadczeń (G-1, G-2 i G-3) w tej samej miejscowości z różną liczbą powtórzeń
Mean yields for three groups of trials (G-1, G-2, G-3) at the same location with different number of replications

Lp. No	Obiekt Object	G-1		G-2		G-3		Średnia Mean
1	Wz-1	72,3	3 ⁺	60,3	2	58,4	1	65,4
2	Wz-2	68,7	3	60,7	2	57,6	1	63,6
3	R-1	69,6	3					63,6
4	R-2	70,6	3					64,6
5	R-3	69,4	3					63,4
6	R-4	70,6	3					64,6
7	R-5			61,1	2			65,1
8	R-6			59,4	2			63,4
9	R-7			58,1	2			62,1
10	R-8			60,6	2			64,6
11	R-9			61,2	2			65,2
12	R-10					59,3	1	65,8
13	R-11					56,5	1	63,0
14	R-12					57,7	1	64,2
15	R-13					56,7	1	63,2
16	R-14					58,2	1	64,7
17	R-15					57,2	1	63,7
Średnia wzorców Mean of controls		70,5		60,5		58,0		

+ — Liczba powtórzeń

+ — Number of replications

Zapis wyników w tabeli 4 przedstawia układ nieortogonalny, który najlepiej jest rozwiązać metodami iteracyjnymi. Otrzymamy w ten sposób oceny efektów głównych (genotypowych), a po dodaniu ich do wspólnej średniej otrzymamy średnie poprawione dla poszczególnych genotypów i obiektów wzorcowych. Średnie te zestawiono w ostatniej kolumnie tabeli 4. Przyglądając się średnim poprawionym zauważymy, że one znacznie różnią się od średnich danego doświadczenia. Jeśli porównamy średnie obiektów wzorcowych w poszczególnych doświadczeniach, to również zauważymy duże różnice w plonowaniu. Na przykład średnia wzorców w doświadczeniu pierwszym (G-1) wynosiła 70,5 dt/ha, w drugim (G-2) wynosiła 60,5 dt/ha, zaś w trzecim (G-3) tylko 58,0 dt/ha. Stąd można wnosić, że żyzność pola pod poszczególnymi doświadczeniami była różna. Pomimo tych różnic w żyzności pola, różnice pomiędzy dwoma dowolnymi średnimi danego doświadczenia i średnimi poprawionymi tych samych obiektów są takie same. Jako przykład weźmy ród o symbolu R-1 i ród R-4 w pierwszym doświadczeniu (G-1). Różnica pomiędzy plonami tych dwóch rodów wynosi: $69,6 - 70,6 = -1,0$. Jeśli dla tych samych rodów porównamy średnie poprawione: $63,6 - 64,6 = -1,0$. Podobnie różnica pomiędzy rodami R-10 i R-11 w doświadczeniu trzecim (G-3) wynosi: $59,3 - 56,5 = 2,8$. Porównując zaś średnie poprawione dla tych rodów otrzymamy: $65,8 - 63,0 = 2,8$. A więc różnice są takie same, co dowodzi, że średnie poprawione mogą służyć do porównania między sobą dowolnych obiektów. Zaletą takiego opracowania jest również to, że ocena wartości wspólnych obiektów (wzorców) jest oparta na większej liczbie obserwacji i stąd jest oceną lepszą niż na podstawie pojedynczych doświadczeń.

SYNTEZA GRUP DOŚWIADCZEŃ Z RÓŻNYCH MIEJSCOWOŚCI

Zagadnienie bardzo podobne do przypadku omawianego w poprzednim rozdziale, z tą różnicą, że niektóre lub wszystkie doświadczenia występują w kilku miejscowościach. Rozpatrzmy to na hipotetycznym przykładzie. Przypuśćmy, że hodowca pragnie przebadать 36 rodów w trzech doświadczeniach po 12 rodów. Do każdego doświadczenia włącza 3 takie same odmiany wzorcowe (wz-1, wz-2 i wz-3). Liczba wzorców może być dowolna, ale nie mniejsza od dwóch. Doświadczenie przeprowadzono w trzech miejscowościach (M-1, M-2 i M-3), przy czym w pierwszej miejscowości były założone dwa doświadczenia (G-1 i G-2), w drugiej miejscowości tylko jedno doświadczenie (G-3), w trzeciej miejscowości wszystkie trzy doświadczenia (G-1, G-2 i G-3). Załóżmy, że liczba powtórzeń we wszystkich doświadczeniach jest taka sama. Warunek ten nie jest absolutnie konieczny i liczba powtórzeń w poszczególnych doświadczeniach i miejscowościach może być różna, ale fakt ten należy uwzględnić w dalszych opracowaniach. Wyniki każdego doświadczenia są opracowywane oddzielnie i zgodnie z metodą założenia doświadczenia. Obliczone średnie i ewentualnie powtórzenia (w przypadku różnej liczby powtórzeń) są zamieszczone w tabeli 5. Tabela ta, podobnie jak w poprzednim przypadku, przedstawia dwukierunkową klasyfikację, w której jeden kierunek wyznaczają poszczególne doświadczenia w miejscowościach, drugi zaś oceniane rody i odmiany wzorcowe. Sposób obliczeń wyników w tabeli 5 jest taki sam jak w tabeli 4. W ostatniej kolumnie tabeli 5 zamieszczono średnie poprawione, które mogą służyć do wyboru najlepszych genotypów.

SYNTEZA 3-LETNICH WYNIKÓW DOŚWIADCZEŃ (MZ, PWST, WST)
 POD KĄTEM UDZIAŁU ZMIENNOŚCI GENETYCZNEJ
 I INTERAKCJI GENOTYPOWO-ŚRODOWISKOWEJ

Po całościowym cyklu doświadczeń hodowlanych, a zwłaszcza tych, które są przeprowadzane w większej liczbie miejscowości hodowca dysponuje wynikami doświadczeń międzyzakładowych (mz), doświadczeń przedwstępnych (pwst) i doświadczeń wstępnych (wst) dla niektórych rodów. Każdy typ doświadczenia z tymi rodami był przeprowadzony w innym roku. Przykład średnich plonów dla 8 rodów przedstawia tabela 6. Tabela ta zawiera wyniki z trzech miejscowości (M-1, M-2 i M-3) dla doświadczenia wstępnego, z dwóch miejscowości (M-11 i M-12) dla doświadczenia przedwstępnego i jedną miejscowość (M-111) dla doświadczenia międzyzakładowego. Liczba miejscowości w poszczególnych typach doświadczeń może być różna. Podobnie liczba miejscowości w poszczególnych typach doświadczeń mogą być takie same lub różne.

Z tabeli 6 można oszacować nie tylko średnie, które podano w ostatniej kolumnie tej tabeli, ale również można wyznaczyć podstawy genetyczne tych średnich, tzn. określić udział efektu genetycznego i efektu interakcji genotypowo-środowiskowej.

Tabela 5

Plony dla obiektów w trzech miejscowościach (M-1, M-2, M-3) i trzech grupach (G-1, G-2, G-3)
 Yields of objects in three locations (M-1, M-2, M-3) and three groups of trials (G-1, G-2, G-3)

Lp. No	Obiekt Object	M-1		M-2	M-3			Średnie Means
		G-1	G-2	G-3	G-1	G-2	G-3	
1	R-14	81,20			69,20			80,44
2	R-2	80,80			69,14			80,21
3	R-9	77,90			65,14			76,76
4	R-38			82,82			73,28	75,65
5	R-36			77,54			78,14	75,44
6	R-37			75,55			79,47	75,11
7	R-12	75,70			64,04			75,11
8	R-10	74,80			63,14			74,21
9	R-19		80,38			71,89		73,31
10	R-4	73,60			61,94			73,01
11	R-29			74,59			74,41	72,10
12	Wz-1	74,40	77,16	69,48	62,40	74,41	71,99	71,64
13	R-8	72,10			60,14			71,36
14	R-16		74,45			73,70		71,25
15	R-27		73,06			74,50		70,95
16	R-30			69,99			76,44	70,81
17	R-13	71,4			58,98			70,43
18	Wz-2	71,40	67,29	79,70	59,82	74,33	67,55	70,02
19	R-3	70,50			58,57			69,78
20	R-17		75,43			69,42		69,59
21	R-5	68,80			59,30			69,29
22	R-26		79,27			64,43		69,02
23	R-33			72,27			70,49	68,98
24	R-25		71,11			72,23		68,89
25	R-6	69,60			57,56			68,82
26	R-34			78,73			63,19	68,56
27	R-18		70,26			72,05		68,32
28	Wz-3	64,60	72,87	75,92	51,84	66,78	77,75	68,30
29	R-21		77,12			64,93		68,20
30	R-11	68,20			56,27			67,48
31	R-20		64,88			75,51		67,37
32	R-23		72,35			67,68		67,19
33	R-24		71,22			66,56		66,06
34	R-31			67,42			68,80	65,71
35	R-28			66,84			68,63	65,33
36	R-39			66,93			65,90	64,02
37	R-32			63,20			67,50	62,95
38	R-22		67,74			62,08		62,59
39	R-35			63,83			62,31	60,67

Udział efektu genetycznego dla dowolnego genotypu ($H_{(i)}$) określimy ze wzoru:

$$H_{(i)} = 100 * \left(\frac{A}{C} \right) \quad (1)$$

Udział efektu interakcji i-tego genotypu z miejscowościami w latach ($IGL_{(i)}$) ze wzoru:

$$IGL_{(i)} = 100 * \left(\frac{C - B}{C} \right) \quad (2)$$

I wreszcie udział efektu interakcji i-tego genotypu z latami ($IGY_{(i)}$) określimy ze wzoru:

$$IGY_{(i)} = 100 * \left(\frac{B - A}{C} \right) \quad (3)$$

gdzie:

$$A = m_{i..} (\bar{x}_{i..} - \bar{x}_{...})^2$$

$$B = \sum_{l=1}^s m_{i,l} (\bar{x}_{i,l} - \bar{x}_{...})^2 \quad C = \sum_{l=1}^s \sum_{j=1}^m (x_{ijl} - \bar{x}_{.jl})^2$$

$m_{i..}$ — jest liczbą miejscowości dla i-tego genotypu ze wszystkich lat, $m_{i,l}$ — jest liczbą miejscowości dla i-tego genotypu w l-tym roku, x_{ijl} — wartość obserwacji dla i-tego genotypu w j-tej miejscowości i l-tym roku, $\bar{x}_{i,l}$ — jest średnią dla i-tego genotypu z miejscowości w l-tym roku, $\bar{x}_{.jl}$ — jest średnią ze wszystkich genotypów w j-tej miejscowości i l-tym roku, $\bar{x}_{..l}$ — jest średnią dla l-tego roku, $\bar{x}_{...}$ — jest średnią ze wszystkich obserwacji.

Tabela 6

Średnie dla rodów z trzech typów doświadczeń (WST, PWST i MZ) przeprowadzonych w różnych latach i miejscowościach
Mean yields for strains of the three groups of trials (WST, PWST, MZ) of different locations and years

Ród Strains	WST				PWST			MZ		Średnia Mean
	M-1	M-2	M-3	Średnie Means	M-11	M-12	Średnie Means	M-111	Średnie Means	
R - 1	55,6	56,9	64,5	59,0	64,1	60,1	62,1	87,6	87,6	64,8
R - 2	51,1	55,7	63,0	56,6	65,4	60,8	63,1	86,8	86,8	63,8
R - 3	56,5	57,9	65,6	60,0	65,4	63,6	64,5	89,4	89,4	66,4
R - 4	55,2	59,0	66,1	60,1	64,9	62,1	63,5	88,7	88,7	66,0
R - 5	53,3	55,5	63,4	57,4	65,5	61,3	63,4	88,0	88,0	64,5
R - 6	54,9	56,7	64,9	58,8	65,4	61,6	63,5	88,4	88,4	65,3
R - 7	53,6	56,4	62,5	57,5	65,6	62,0	63,8	88,1	88,1	64,7
R - 8	54,2	58,7	65,3	59,4	65,3	62,9	54,1	90,2	90,2	66,1
Średnia Mean	54,3	57,1	64,4	58,6	65,2	61,8	63,5	88,4	88,4	65,2

Korzystając z danych w tabeli 6 obliczymy wartości dla A, B i C dla genotypu pierwszego:

$$A = 6 (64,8 - 65,2)^2 = 0,96$$

$$B = 3 (59,0 - 58,6)^2 + 2 (62,1 - 63,5)^2 + (87,6 - 88,4)^2 = 5,04$$

$$C = (55,6 - 54,3)^2 + (56,9 - 57,1)^2 + (64,5 - 64,4)^2 + (64,1 - 65,2)^2 + (60,1 - 61,8)^2 + (87,6 - 88,4)^2 = 6,48$$

Wstawiając te wartości do wzorów (1), (2) i (3) otrzymamy procentowy udział poszczególnych efektów w dziedziczeniu plonu dla genotypu pierwszego, i tak:

$$H_{(1)} = 100 (0,96)/6,48 = 14,8$$

$$IGL_{(1)} = 100 (6,48 - 5,04)/6,48 = 22,2$$

$$IGY_{(i)} = 100 (5,04 - 0,96)/6,48 = 63,0$$

Wyniki dla wszystkich genotypów zestawiono w tabeli 7, która może być wykorzystana nie tylko do charakterystyki poszczególnych genotypów, ale również w innych celach, jak dobór wzorców, ocena programu hodowlanego itp. Ograniczając się tylko do

charakterystyki genotypów zdefiniujemy najbardziej pożądanym genotypem. Idealnym genotypem będzie taki, który charakteryzuje się wysoką średnią, wysoką wartością H. Wartość IGL może być dowolna, bo jej wysoka wartość powinna być wykorzystana w rejonizacji, natomiast wartość IGY powinna być minimalna lub zerowa. Może zdarzyć się, że genotyp ma wysoką wartość H, minimalną wartość IGY, ale równocześnie małą średnią. Taki genotyp jest niepożądany.

Tabela 7

Procentowy udział efektu genetycznego (H), efektu interakcji genotypów z miejscowościami (IGL) i interakcji genotypów z latami (IGY)
Percentage contribution of genotypic (H) and genotype-environment effects (IGL — for locations, IGY — for years) in yielding of genotypes

Obiekt Object	Średnia Mean	Kolejność According to	H	IGL	IGY
Wz-1	64,8	5	14,8	63,0	22,2
Wz-2	63,8	8	66,2	17,6	16,2
R-1	66,4	1	77,1	20,7	2,2
R-2	66,0	3	50,7	39,6	9,7
R-3	64,5	7	58,1	41,8	11,1
R-4	65,3	4	7,9	7,9	84,2
R-5	64,7	6	30,7	49,2	20,1
R-6	66,1	2	62,0	13,0	25,0

Maksymalne wartości — wytłuszczonym drukiem

Maximum values — printing in block

Minimalne wartości — kursywą

Minimum values — printing in italics

LITERATURA

- Caliński, T. 1982. On Some Problems in Analysing Non-Orthogonal Designs. Proceeding in computational statistics. H.C. Physica-Verlag Viena: 11 — 21.
- Ceranka, B., Chudzik, A. 1977. Doświadczenia bezpowtórzeniowe z wzorcami. VII Collquium metodologiczne z Agro-Biometrii, tom II, PAN Warszawa: 318 — 331.
- Federer, W. T. 1956. Augmented designs. Hawarii. Plant Rec. 55: 191 — 208.
- Federer, W. T. 1961. Augmented designs with one-way elimination heterogeneity. Biometrics 17:447 — 475.
- Federer, W. T., Raghavarao, D. 1975. On augmented designs. Biometrics 31: 29 — 35.
- Lin, C. S., Poushinsky, G. 1983. A modified augmented design for an early stage of plant selection involving a large number of test lines without replication. Biometrics 39: 553 — 561.
- Lin, C. S., Poushinsky, G. 1985. A modified augmented design (type 2) for rectangular plots. Can. J. Plant Sci. 65: 743 — 749.
- Nawrocki, Z. 1967. Teoria i praktyka doświadczalnictwa rolniczego. PWRiL, Warszawa.
- Peterson, R. G. 1994. Agricultural field experiments. Design and analysis. Marcel Dekker, Inc. New York.