

ESTYMACJA OGÓLNEJ I SPECYFICZNEJ ZDOLNOŚCI KOMBINACYJNEJ  
ORAZ EFEKTÓW MATECZNYCH W HODOWLI PSZENICY OZIMEJ NA POD-  
STAWIE NIEKOMPLETNEGO UKŁADU DIALLEL CROSS

*Leokadia Ubysz-Borucka, Wiesław Mądry*

Instytut Zastosowań Matematyki i Statystyki SGGW-AR w Warszawie

Zasady analizy biometrycznej zdolności kombinacyjnej dla 4 metod kompletnego układu diallel cross, zarówno w modelu stałym jak i losowym, sformułował Griffing [10]. Model statystyczny rozpatrywany przez tego autora uwzględnia efekty ogólnej i specyficznej zdolności kombinacyjnej oraz efekty krzyżowań przeciwnych dla tych metod diallelicznych, w których występują krzyżowania przeciwnie. Dalszy rozwój analizy układu diallel cross polegał na uwzględnieniu w klasycznym modelu Griffinga [10] dwóch efektów krzyżowań przeciwnych - ogólnego i specyficznego efektu przeciwnego [3, 6, 14].

Kolejnym postępowaniem w metodologii statystycznej omawianych typów krzyżowań było opracowanie tzw. częściowych dialleli (partial diallel cross). Do powstania i rozwoju tego typu krzyżowań niekompletnych przyczynili się przede wszystkim: Kempthorne i Curnow [11], Curnow [4], Federer [8] oraz Fyfe i Gilbert [9].

Praktyka eksperymentalnej genetyki ilościowej i hodowli roślin wymaga bardzo często możliwości opracowania statystycznego niekompletnego i niezrównoważonego układu diallel cross. Problem analizy

statystycznej zdolności kombinacyjnej i efektów przeciwnych (matecznych) według modelu podanego przez Leforta [14] oraz Conolly i innych [3] na podstawie niekompletnego i niezrównoważonego układu diallel cross rozpatrywany był przez Keulsa i Garretseną [12, 13]. Autorzy ci uwzględnili zarówno model stały jak i losowy. Przy rozwiązywaniu zagadnienia estymacji parametrów modelu oraz weryfikacji hipotez wykorzystali oni własności i twierdzenia przestrzeni wektorowych.

Zasady formalne analizy zdolności kombinacyjnej według stałego modelu Griffinga [10] w niekompletnym układzie diallel cross podano w pracy Ubysz-Boruckiej i Mądrego [17]. Wykonany w tej pracy przykład liczbowy, ilustrujący teorię zagadnienia dotyczy niekompletnego diallelu z ziemniakiem bez krzyżowań przeciwnych - przyjęty model analizy wariancji nie zawierał więc efektów matecznych.

W niniejszej pracy przedstawiono zastosowanie w hodowli pszenicy ozimej analizy zdolności kombinacyjnej według pełnego modelu liniowego Griffinga [10] w niekompletnym i niezrównoważonym układzie diallel cross.

W analizie przyjęto model stały, uwzględniając teoretyczne wyniki Ubysz-Boruckiej i Mądrego [17].

#### CHARAKTERYSTYKA DANYCH EKSPERYMENTALNYCH

Do badań wzięto kompletny układ diallel cross według metody pierwszej Griffinga [10], w którym skrzyżowano 6 odmian pszenicy ozimej. Uwzględniono potomstwo  $F_1$ , które było reprezentowane przez próbę losową 100 roślin dla każdej kombinacji krzyżowania. Potomstwo to badano w eksperymentalnym układzie "diagonalnym N" [15]. Wielkość bloku niekompletnego wynosiła 4 obiekty (kombinacje krzyżowa-

nia) oraz 4-krotnie powtórzony wzorzec, którym była odmiana Grana. Liczba bloków niekompletnych wynosiła zatem 9, każdy z 8 obiektami.

Analizowano masę 1000 ziarn. Pomiar tej cechy odnosił się tylko do całego poletka (100 roślin) - odpowiada on średniej cechy badanych roślin występujących na poletku.

Wstępną analizę wariancji dla układu "diagonalnego N" przedstawiono w tabeli 1. Z danych tych wynika, że średnie dla kombinacji krzyżowań różnią się istotnie.

T a b e l a 1

Analiza wariancji masy 1000 ziaren potomstwa  
F<sub>1</sub> 36 kombinacji krzyżowań w układzie "diagonalnym N"

Źródła zmienności	Liczba stopni swobody	Sumy kwadratów odchyłeń	Średnie kwadraty odchyłeń	F <sub>emp.</sub>
Kombinacje krzyżowania				
F <sub>1</sub> (genotypy F <sub>1</sub> )	39	2803,10	71,87	7,27 <sup>xx</sup>
Bloki niekompletne	8	97,38	12,17	
Błąd eksperymentalny	24	237,04	9,87	

<sup>xx</sup> Istotne przy  $p = 0,01$ .

W celu uzyskania niekompletnego i niezrównoważonego układu diallel cross, z posiadanego diallelu kompletnego wykreślono 7 krzyżowań, w tym 2 wsobne. W konsekwencji otrzymano plan krzyżowań przedstawiony w tabeli 2, zawierający krzyżowania przeciwne i wsobne. Wartości poprawione, uzyskane w układzie "diagonalnym zawiera tabela 3.

T a b e l a 2

Plan niekompletnego układu diallel cross dla 6 odmian  
pszenicy ozimej

M \ O	Norin	WS1003	Scaut	WWRN	Sturdy	Omacha
Norin	x	x	x		x	x
WS1003	x	x	x	x		x
Scaut	x	x	x	x	x	x
WWRN	x	x	x		x	x
Sturdy	x			x	x	x
Omacha		x	x	x	x	

M - matka, O - ojciec.

T a b e l a 3

Wartości poprawione dla masy 1000 ziarn w potomstwie  $F_1$   
kombinacji krzyżowań zrealizowanych wg planu z tabeli 2

M \ O	Norin	WS1003	Scaut	WWRN	Sturdy	Omacha
Norin	55,62	51,45	48,02		58,07	54,72
WS1003	42,72	40,05	43,87	41,02		42,82
Scaut	44,55	37,50	41,20	46,15	51,27	49,32
WWRN	60,65	38,20	50,65		57,35	52,42
Sturdy	51,82			59,65	47,37	59,22
Omacha		41,47	51,35	39,27	47,47	

## ANALIZA WG MODELU GRIFFINGA

Szczegółową analizę biometryczną zdolności kombinacyjnej i efektów matecznych badanych form rodzicielskich w aspekcie masy 1000 ziarn, przeprowadzimy według stałego modelu Griffinga [10], który zapiszemy w symbolicznej postaci macierzowej [17]:

$$y = Nm + Ag + Bs + Cr + \bar{e}$$

W analizie tego modelu przyjmujemy następujący porządek:

1) wyznaczenie parametrów  $\hat{m}$ ,  $\hat{g}^*$ ,  $\hat{r}^*$  i  $\hat{s}^*$  oraz kwadratów długości rzutów ortogonalnych  $y_N^2$ ,  $y_A^2$ ,  $y_B^2$  i  $y_C^2$ ,

2) wyznaczenie analizy wariancji,

3) estymacja istotnie różnych od zera grup parametrów  $\hat{g}$ ,  $\hat{s}$  i  $\hat{r}$  wraz z ich błędami standardowymi oraz badanie istotności względem zera poszczególnych parametrów (efektów). Zatem otrzymujemy

$$N'y = \sum_{i,j} y_{ij} = Y_{..} = 1405,24 \text{ zaś } \hat{m} = 48,4565.$$

Macierze  $A'A$  i  $(A'A)^{-1}$  oraz wektory  $A'y$  i  $\hat{g}^*$  przedstawiono w tabeli 4.

Wektor  $s^*$  przedstawiamy w postaci tabelarycznej, uwzględniając współrzędne  $i, j$  jego składowych (tab. 5).

Kwadraty długości rzutów ortogonalnych wynoszą:

$$y_N^2 = 68093,0120;$$

$$y_A^2 = 68859,6379$$

$$y_B^2 = 69189,3554;$$

$$y_C^2 = \sum_{i,j} y_{ij}^2 = 69448,5128$$

Wyniki analizy wariancji przedstawiono w tabeli 6.

Testem F Fishera-Snedecora wykazano istotność zróżnicowania wszystkich efektów przyjętego modelu - GCA, SCA i RE. Średni

Macierze  $A'A$  i  $(A'A)^{-1}$  oraz wektory  $A'y$  i  $g^*$  dla niekompletnego układu diallel cross (tab. 2)

$$A'A = \begin{bmatrix} 12 & 2 & 2 & 1 & 2 & 1 \\ 2 & 12 & 2 & 2 & 0 & 2 \\ 2 & 2 & 13 & 2 & 1 & 2 \\ 1 & 2 & 2 & 9 & 2 & 2 \\ 2 & 0 & 1 & 2 & 11 & 2 \\ 1 & 2 & 2 & 2 & 2 & 9 \end{bmatrix}$$

$$\begin{matrix} (A'A)^{-1} & A'y & g^* \\ \begin{bmatrix} 0,089894 & -0,012849 & -0,010321 & -0,001240 & -0,014955 & -0,001240 \\ -0,012849 & 0,092047 & -0,008028 & -0,015704 & 0,008776 & -0,015704 \\ -0,010321 & -0,008028 & 0,083716 & -0,012615 & -0,001147 & -0,012615 \\ -0,001240 & -0,015704 & -0,012615 & 0,125468 & -0,018278 & -0,017389 \\ -0,014955 & 0,008776 & -0,001147 & -0,018278 & 0,100379 & -0,018278 \\ -0,001240 & -0,015704 & -0,012615 & -0,017389 & -0,018278 & 0,125468 \end{bmatrix} & \begin{bmatrix} 532,24 \\ 419,15 \\ 505,08 \\ 445,36 \\ 479,59 \\ 438,06 \end{bmatrix} & \begin{bmatrix} 28,1696 \\ 18,1400 \\ 21,8239 \\ 25,8921 \\ 27,2677 \\ 24,8492 \end{bmatrix} \end{matrix}$$

T a b e l a 5

Wektor parametrów  $s^*$  w postaci tabelarycznej dla niekompletnego układu diallel cross z tabeli 2

M \ 0	Norin	WS1003	Scout	WWRN	Sturdy	Omacha
Norin	55,62	47,08	46,28	60,65	54,94	54,72
WS1003		40,05	40,68	39,61		42,14
Scout			41,20	48,40	51,27	50,34
WWRN					58,50	45,84
Sturdy					47,37	53,34
Omacha						

T a b e l a 6

Analiza wariancji masy 1000 ziarn dla niekompletnego układu diallel cross z tabeli 2, wg modelu Griffina [10]

Źródła zmienności	Liczba stopni swobody	Suma kwadratów odchyleń	Średnie kwadraty odchyleń	$F_{emp.}$
Krzyżowania:	28	1355,4281	48,4081	4,90 <sup>x</sup>
GCA	5	766,6259	153,3251	15,53 <sup>x</sup>
SCA	12	329,7475	27,4764	2,78 <sup>x</sup>
RE	11	259,1574	23,5597	2,39 <sup>x</sup>
Błąd eksperymentalny	24	237,04	9,87 <sup>+</sup>	

<sup>x</sup> Istotne przy  $p = 0,05$ .

<sup>+</sup> Wartości poprawione w układzie "diagonalnym N" stanowią dla każdej kombinacji krzyżowania średnie nieobciążone z jednej obserwacji, stąd  $S \frac{2}{e} = s_e^2$ .

T a b e l a 7

Oceny efektów GCA ( $\hat{g}_i$ ) dla masy 1000 ziarn 6 form rodzicielskich pszenicy ozimej i ich błędy standardowe uzyskane w niekompletnym układzie diallel cross z tabeli 2

Formy rodzicielskie	$\hat{g}_i$	SE ( $\hat{g}_i$ )
Norin	3,94 <sup>x</sup>	0,90
Sturdy	3,04 <sup>x</sup>	0,95
WWRN	1,66	1,07
Omacha	0,62	1,07
Scout	-2,40	0,86
WS1003	-6,09 <sup>x</sup>	0,91

<sup>x</sup> Istotność odchylenia od zera efektu  $\hat{g}_i$  wg testu t Bonferroniego przy poziomie 0,05. Wartość krytyczna dla testu t Bonferroniego  $t_{24} \frac{\alpha}{6} = 2,90$ .

kwadrat dla GCA jest prawie 6-krotnie większy od średniego kwadratu dla SCA. Świadczy to o dużej przewadze genetycznych efektów addytywnych w stosunku do nieaddytywnych efektów genów w dziedziczeniu badanej cechy przez potomstwo uwzględnianych w eksperymencie form rodzicielskich [7].

Oceny nieobciążone efektów GCA ( $\hat{g}_i$ ) oraz ich błędy standardowe SE ( $\hat{g}_i$ ) przedstawiono w tabeli 7. Tak więc istotnie dodatnie efekty GCA pod względem masy 1000 ziarn przejawiają formy rodzicielskie Norin i Sturdy, zaś istotnie ujemne efekty GCA dotyczą tylko formy WS1003. Dla pozostałych rodziców nie stwierdzono istotnych odchylenia względem zera efektów GCA. Oznacza to, że Norin i Sturdy

wykazują zdolność przekazywania przeciętnie najwyższej masy 1000 ziarn, zaś WS1003 przekazuje tę cechę na przeciętnie najniższym poziomie. Pozostałe genotypy rodzicielskie przekazują badaną cechę przeciętnie na średnim poziomie.

Wnioski te wyrażają oczekiwany stopień wpływu dziedzicznego badanych form rodzicielskich na masę 1000 ziarn. Stopień ten określony jest i odnosi się tylko do zestawu testowanych rodziców i wykonanych między nimi krzyżówek w niekompletnym układzie diallel cross (tab. 2).

Te same formy badane na tle innych partnerów, czy nawet na tle innego zestawu krzyżowań między tymi samymi partnerami, mogą wyka-

T a b e l a 8

Wyniki porównania efektów GCA ( $\hat{g}_i$ ) testem t Bonferroniego dla masy 1000 ziarn form rodzicielskich pszenicy ozimej

$\hat{g}_i \backslash \hat{g}_j$	$\hat{g}_1$	$\hat{g}_5$	$\hat{g}_4$	$\hat{g}_6$	$\hat{g}_3$	$\hat{g}_2$
$\hat{g}_1$	3,94	3,04	1,66	0,62	-2,40	-6,09
$\hat{g}_5$	3,94	0,90	2,28	3,32	6,34 <sup>x</sup>	10,03 <sup>x</sup>
$\hat{g}_4$	3,04	1,48	1,38	2,42	5,44 <sup>x</sup>	9,13 <sup>x</sup>
$\hat{g}_6$	1,66	1,47	1,61	1,94	4,06	7,75 <sup>x</sup>
$\hat{g}_3$	0,62	1,47	1,61	1,68	3,02	6,71 <sup>x</sup>
$\hat{g}_2$	-2,40	1,38	1,36	1,52	1,52	3,69
	-6,09	1,43	1,31	1,57	1,57	1,38

<sup>x</sup> Istotność różnicy  $\hat{g}_i - \hat{g}_j$  wg testu t Bonferroniego przy poziomie 0,05. Wartość krytyczna dla testu t Bonferroniego

$$t_{24} - \frac{\alpha}{15} = 3,30.$$

zać znacznie odmienne własności, dotyczące GCA [1, 2]. Z faktem tym należy się liczyć, oceniając GCA w modelach stałych, zwłaszcza

dotyczących niekompletnych krzyżowań diallelowych (również dotyczących układów North Carolina I i North Carolina II designs).

Wyniki porównania efektów  $\hat{g}_i$  testem t Bonferroniego zestawiono w tabeli 8. Na przekątnej tabeli 8 zawarte są różnice  $\hat{g}_i - \hat{g}_j$ , zaś w dolnej części błędy standardowe tych różnic - SE ( $\hat{g}_i - \hat{g}_j$ ).

Oceny efektów specyficznej zdolności kombinacyjnej ( $\hat{s}_{ij}$ ) wraz z ich błędami standardowymi SE ( $\hat{s}_{ij}$ ) oraz SE ( $\hat{s}_{ij}$ ) przedstawiono w tabeli 9. Układ tabeli 9 jest analogiczny do tabeli 8, błędy

T a b e l a 9

Oceny efektów SCA  $\hat{s}_{ij}$  oraz ich błędy standardowe dla masy 1000 ziarn pszenicy ozimej, uzyskane w niekompletnym układzie diallel cross wg tabeli 2

M \ 0	Morin	WS1003	Scaut	WWRN	Sturdy	Omacha
Norin	-0,72 (2,51)	0,78	-3,71	6,59	-0,50	1,70
WS1003	1,84	3,77 (2,50)	0,72	-4,42		-0,84
Scaut	1,85	1,83	-2,44 (2,56)	0,69	2,18	3,66
WWRN	2,79	1,76	1,77		5,34	-4,90
Sturdy	1,83		2,84	1,75	-7,17 (2,43)	1,22
Omacha	2,79	1,76	1,77	1,67	1,75	

standardowe  $\hat{s}_{ij}$  przedstawiono w nawiasach na głównej przekątnej.

Wartość krytyczna dla testu t Bonferroniego przy  $\alpha = 0,05$ , służącego do badania istotności odchyień względem zera  $\hat{s}_{ij}$ , wynosi

$t_{24-\frac{\alpha}{18}} = 3,37$ . Żaden efekt  $\hat{s}_{ij}$  w tabeli 9 nie okazał się istotnie różny od zera na podstawie zastosowanego testu t Bonferroniego. Tym

bardziej nieistotnie różniące od zera okazałyby się badane efekty

według innych testów porównań wielokrotnych. Chodzi tutaj o test Scheffego czy Tukeya, które będąc oparte na studentyzowanym rozstępie, mają większą wartość krytyczną przy danym  $\alpha$  i  $v_e$  niż wartość  $t_{v_e} \frac{\alpha}{K}$  (16).

Fakt niepokrywania się wniosków wynikających z zastosowania testu F Fishera-Snedecora w analizie wariancji i szczegółowego testu t Bonferroniego, należy tłumaczyć tym, że wpływ efektów SCA okazał się na granicy istotności w analizie wariancji (tab. 6).

T a b e l a 10

Oceny efektów przeciwnych  $\hat{r}_{ij}$  dla masy 1000 ziarn pszenicy ozimej, uzyskane w niekompletnym układzie diallel cross wg tabeli 2

M \ M	0	Norin	WS1003	Scout	WWRN	Sturdy	Omacha
Norin			4,37	1,74		3,13	
WS1003		-4,37		3,19	1,41		0,68
Scout		-1,74	3,19		-2,25		-1,02
WWRN			-1,41	2,25		-1,15	6,58
Sturdy		-3,13			1,15		5,88
Omacha			-0,68	1,02	-6,58	-5,88	

Oceny efektów przeciwnych ( $\hat{r}_{ij}$ ) przedstawiono w tabeli 10. Stały błąd standardowy  $\hat{r}_{ij}$  wynosi  $\sqrt{\frac{9,287}{2}} = 2,22$ .

Wartość krytyczna dla testu t Bonferroniego przy  $\alpha = 0,05$  do badania istotności odchyłeń względem zera  $\hat{r}_{ij}$  wynosi  $t_{24} \frac{\alpha}{11} = 3,03$ .

Analogicznie jak w przypadku efektów SCA ( $s_{ij}$ ) nie udowodniono istotnych odchyłeń od zera testem t Bonferroniego żadnego efektu

$\hat{r}_{ij}$  w tabeli 10. Najbliższy wartości najmniejszej istotnej różnicy na poziomie istotności  $\alpha = 0,05$  okazał się  $\hat{r}_{46}$ , czyli efekt przeciwny dla kombinacji krzyżowania WWRN x OMACHA.

#### DYSKUSJA

Ocena zdolności kombinacyjnej oraz efektów matecznych (przeciwnych) form rodzicielskich według modelu stałego stosowana jest często w hodowli roślin. Odnosi się ona zarówno do układów diallelicznych jak i do innych układów krzyżowań. Uzyskiwane w modelu stałym efekty GCA, SCA i RE dotyczą konkretnych form rodzicielskich oraz konkretnego zestawu krzyżowań kompletnego lub niekompletnego.

Efekty GCA i SCA otrzymane w danym kompletnym lub niekompletnym układzie krzyżowań (między innymi w układzie diallelicznym) nie muszą wykazywać zgodności uporządkowania w innych układach krzyżowań, w których interesujące formy rodzicielskie kojarzone są z innymi partnerami.

Zgodność uporządkowania efektów GCA określonych form rodzicielskich, uzyskiwanych w różnych układach krzyżowań ma miejsce tylko w przypadku nieistotnych efektów SCA, a ściślej w przypadku braku wariancji dominacji  $\sigma_D^2$  w populacji hodowlanej.

W sytuacji, kiedy dana cecha mierzalna w populacji hodowlanej wykazuje wariancję dominacji i w związku z tym efekty SCA są istotne dla określonego zbioru form rodzicielskich, pochodzących z tej populacji hodowlanej, to oceny efektów GCA w modelu stałym dla układu diallel cross należy traktować tylko w sposób przybliżony.

Przybliżenie to ma określony sens i konsekwencje w selekcji form rodzicielskich do programu hodowlanego. Chodzi o to, że oczekiwane efekty hodowlane uzyskiwane przy zachowaniu zasad doboru form ro-

dzicielskich na podstawie efektów GCA otrzymanych w układach diallelicznych (oraz innych) według modelu stałego, mogą nie być osiągnięte.

Bray [1] na przykładzie lucerny badał zależność zróżnicowania efektów GCA i SCA dla 12 form rodzicielskich w częściowym układzie diallel cross według Kempthorne i Curnowa [11] oraz Curnowa [4] od liczby kojarzonych partnerów. Ustalał tym sposobem warunki częściowego diallelu, w którym oceny stałych efektów GCA i SCA są ustabilizowane. Postępowanie takie wydaje się rozwiązywać problem ustalania liczby partnerów w niekompletnych diallelach, ale tylko w konkretnych przypadkach gatunków roślin i badanych cech.

Powstaje pytanie, jakie przyjąć zasady oceny GCA w układach krzyżowań, aby zwiększyć reprezentatywność i ogólność, a tym samym hodowlaną przydatność ocen GCA oraz konsekwentnie przybliżyć oczekiwane efekty hodowli na podstawie GCA do efektów zrealizowanych.

Proponowane rozwiązanie w przypadku układów North Carolina I i North Carolina II może być proste. Ocenianie pod względem GCA formy rodzicielskie, stanowiące zbiór stały, winny być kojarzone z losową próbą partnerów, pochodzących z populacji hodowlanej danego gatunku roślin. Wtedy do analizy GCA przyjmujemy model mieszany analizy wariancji; otrzymane efekty GCA są wówczas reprezentatywne, co gwarantuje zamierzony efekt hodowlany.

Dla układów diallelowych przyjęcie modelu mieszanego jest bardziej dyskusyjne. Sugestie w tym zakresie przedstawiają Curnow [4] oraz Fyfe i Gilbert [9], którzy traktują efekty SCA w modelu częściowego diallel crossu jako losowe. Dla dialleli z krzyżowaniami przeciwnymi problem losowości efektów znacznie się komplikuje.

Powstaje pytanie, czy jeżeli przyjmiemy jako losowe efekty SCA, to jak traktować efekty przeciwne. Jak w związku z tym określać wartości oczekiwane średnich kwadratów odchyłeń i wartości funkcji testowych  $F_{emp}$ .

Ważnym elementem poprawnej metodyki hodowli każdego gatunku roślin są zasady systematycznie realizowanego doboru form rodzicielskich do krzyżowań w programie hodowlanym. Najbardziej obiecującym jest dobór form rodzicielskich o efektach GCA istotnie większych od efektów GCA form rodzicielskich wzorcowych tzn. takich, które w krzyżowaniach dotychczas przeprowadzonych miały największe efekty GCA. Taki dobór rodziców prowadzi do stałego wzbogacania puli genowej populacji hodowlanej gatunku, warunkującej pożądany poziom cech.

Wspomniane reguły oceny i selekcji form rodzicielskich do hodowli w przypadku ziemniaka sugeruje Czyżewicz [5]. Reguły te mogą okazać się przydatne nie tylko w hodowli roślin rozmnażanych wegetatywnie.

#### WNIOSKI

1. Analiza zdolności kombinacyjnej i efektów matecznych w niekompletnych układach diallel cross według zasad z wykorzystaniem twierdzeń i własności przestrzeni wektorowych nie powoduje większych trudności numerycznych.

Wymagane jest wyznaczenie jednej macierzy odwrotnej  $p$ -tego stopnia  $p$ -liczba form rodzicielskich - pozostałe operacje są liniowe.

2. Poprawna, precyzyjna i reprezentatywna ocena efektów GCA, SCA i RE w niekompletnym układzie diallel cross możliwa jest tylko przy znacznej liczbie krzyżowań form rodzicielskich oraz znacznej liczbie kojarzeń z tymi formami.

3. Przydatność hodowlana uzyskanych efektów GCA, SCA i RE zależy między innymi (obok warunków w pkt. 2) od tego, czy model analizy wariancji układu krzyżowań jest stały czy mieszany.

#### LITERATURA

1. Bray R. A.: Quantitative evaluation of the diallel partial diallel cross. *Heredity*, 27: 189-204, 1971.
2. Chaudhary B. D., Kakar S. N., Singh R. K.: Estimation of genetic parameters in barley (*Hordeum vulgare* L.). II Partial diallel analysis. *Theor. Appl. Genet.*, 49: 153-156, 1977.
3. Conolly V., Masterson C. L., Connifee D.: Some genetic aspects of the symbiotic relationship between white clover (*Trifolium repens*) and *Rhizobium trifolii*. *Theor. Appl. Genet.*, 39: 206-214, 1969.
4. Curnow R. N.: Sampling the diallel cross. *Biometrics*, 19: 287-306, 1963.
5. Czyżewicz Z.: Badanie wartości form rodzicielskich w hodowli nowych odmian ziemniaka. Praca doktorska SGGW-AR, Warszawa 1975.
6. Dobek A., Kaczmarek Z., Kiełczewska H., Łuczkiwicz T.: Podstawy i założenia analizy statystycznej krzyżówek diallelowych. VII Coll. Metodol. z Agrobiom. 332-353, 1977.
7. Eijk J. P., Garretsen F., Eikelboom W.: Breeding for resistance to *Fusarium oxysporum* sp. *Tulipae* in tulip (*Tulipe* L.) 2. Phenotypic and genotypic evaluation of cultivars. *Euphytica*, 28: 67-71, 1963.
8. Federer W. T.: Diallel cross designs and their relation to fractional replication. *Züchter*, 37: 174-178, 1967.
9. Fyfe J. L., Gilbert N.: Partial diallel cross. *Biometrics*, 19: 278-286, 1963.
10. Griffing B.: Concept of general and specific combining ability in relation to diallel crossing systems. *Aust. J. Biol. Sci.*, 9: 463-493, 1956.
11. Kempthorne O., Curnow R. N.: The partial diallel cross. *Biometrics*, 17: 229-250, 1961.
12. Keuls M., Garretsen D.: A general method for the analysis of genetic variation in complete and in-complete diallels and North

Carolina II designs. Part I. Procedures and general formulae for the random model. *Euphytica*, 26: 537-551, 1977.

13. Keuls M., Garretsen F.: A general method for the analysis of genetic variation in complete and incomplete diallels and North Carolina II designs. Part. II. Procedures and general formulae for the fixed model. *Euphytica*, 27: 49-68, 1978.
14. Lefort G: Remarques sur la modelisation et l'interpretation des dispositifs dialleles. *Ann. Amel. Plant.* 27: 171-202, 1977.
15. Nawrocki Z.: Teoria i praktyka doświadczenia rolniczego PWRiL, Warszawa, 1967.
16. Rotter A.: Jednoczesne przedziały ufności i ich zastosowanie. VII Coll. Metodol. z Agrobiom., 250-271, 1977.
17. Ubysz-Borucka L., Madry W.: Biometryczna analiza zdolności kombinacyjnej w niekompletnym układzie diallel cross, I. Model stały dla cech mierzalnych. *Rocz. Nauk. Rol. ser. A*, t. 105, z. 3, 1982.

### Леокадия Убыш-Борущка, Веслав Мондры

#### ОЦЕНКА ОБЩЕЙ И СПЕЦИФИЧНОЙ КОМБИНАЦИОННОЙ ЦЕННОСТИ И МАТЕРИНСКИХ ЭФФЕКТОВ В СЕЛЕКЦИИ ОЗИМОЙ ПШЕНИЦЫ НА ОСНОВАНИИ НЕКОМПЛЕКТНОЙ СИСТЕМЫ ДИАЛЛЕЛЬНОГО СКРЕЩИВАНИЯ

#### Р е з ю м е

В статье рассматривается использование анализа комбинационной способности согласно полной модели Гриффинга [10] в некомплектной и неуравновешенной системе диаллельного скрещивания в селекции озимой пшеницы.

В анализе была принята постоянная модель, учитывающая теоретические результаты Убыш-Борущкой и Мондрого [17].

Эмпирический материал охватывал потомство  $F_1$  в неуравновешенной системе диаллельного скрещивания между 6 сортами озимой пшеницы. Это потомство испытывали на вес 1000 зерен в полной "диагональной H" системе. Установлена существенность дифференциации эффектов SCA, sca и RE с помощью теста F в дисперсионном анализе. Подробные испытания указанных эффектов с помощью

теста  $t$  Бонферрони позволили выделить родительские формы с существенно положительными и отрицательными эффектами GCA, но не позволили доказать существенность отклонений остальных эффектов SCA и RE от нуля. Обсуждаются некоторые практически-селекционные аспекты оценки эффектов и их пригодности в программе селекции растений.

*Leokadia Ubysz-Borucka, Wiesław Mądry*

ESTIMATION OF THE GENERAL AND SPECIFIC COMBINING ABILITY  
AND MATERNAL EFFECTS IN THE WINTER WHEAT BREEDING ON THE  
BASIS OF INCOMPLETE DIALLEL-CROSS DESIGN

S u m m a r y

Use of the analysis of combining ability according to the complete Griffing's model [10] in incomplete and unbalanced diallel cross design in wheat breeding is presented in the paper.

Fixed model, including theoretical results of Ubysz-Borucka and Mądry [17] was assumed in the analysis.

Empirical material comprised  $F_1$  progeny from the crosses of 6 winter wheat varieties made in unbalanced diallel cross design. This progeny was tested for the weight of 1000 grains in the "diagonal N" field design. Significance of the differentiation of GCA, SCA and RE effects has been proved using the F test in the analysis of variance. Detailed examination of the above effects with the use of the  $t$  Bonferroni test enabled to separate parental forms with positive and negative GCA effects, but did not allow to prove significance of deviations from zero of the remaining SCA and RE effects. Some practical breeding aspects of the estimation of GCA effects and their usefulness in the plant breeding program are discussed.