

<sup>1</sup> Katedra Genetyki, Hodowli Roślin i Nasiennictwa, Uniwersytet Przyrodniczy we Wrocławiu  
pl. Grunwaldzki 24a, 50-363 Wrocław, e-mail: henryk.bujak@up.wroc.pl

<sup>2</sup> Instytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin – Państwowy Instytut Badawczy  
Radzików, 05-870 Błonie

HENRYK BUJAK<sup>1</sup>, KAMIŁA NOWOSAD<sup>1</sup>,  
ROMAN WARZECHA<sup>2</sup>

### **Wstępna ocena zmienności i stabilności plonowania mieszkańców kukurydzy**

---

Preliminary evaluation of variability and stability of maize hybrids yield

**Streszczenie.** Duża liczba mieszkańców kukurydzy wymaga poznania ich interakcji ze środowiskiem jeszcze przed rejestracją. Celem pracy było poznanie zmienności oraz stabilności plonowania nowych, eksperymentalnych mieszkańców kukurydzy na podstawie doświadczeń przeprowadzonych w kilku miejscowościach. Materiał badawczy stanowiło 25 mieszkańców kukurydzy, w tym 22 mieszkańce eksperymentalne i trzy odmiany wzorcowe – MAS 15P, Ricardinio, Lindsey. Mieszkańce wysiano w pięciu miejscowościach w Polsce w układzie losowanych bloków na poletkach o powierzchni 15 m<sup>2</sup>. Do oceny zmienności i stabilności plonu ziarna badanych mieszkańców wykorzystano wielowymiarową metodę analizy wariancji oraz metody jednowymiarowe: wariancję stabilności Shukli, współczynnik regresji ( $b_i$ ) i odchylenie od prostej regresji ( $S^2_{di}$ ) według Eberharta i Russella oraz dwie metody nieparametryczne: metodę Kanga i zmodyfikowaną metodę rang grup jednorodnych i współczynnika zmienności ( $R_{D+V}$ ). Na podstawie wartości efektów głównych oraz odpowiadających im wartości poziomów istotności wskazano wysoko plonujące i stabilne mieszkańce, które nie wykazywały istotnej interakcji z warunkami w poszczególnych miejscowościach. Zastosowane mierniki parametryczne pozwoliły na ocenę stabilności typu biologicznego i nadają się do oceny mieszkańców, które będą uprawiane w gorszych warunkach. Mieszkańcami pozytywnie reagującymi na poprawę warunków agronomicznych, czyli mieszkańcami intensywnymi były SMH 1856-1304, SMH 1854-1302, KBK 13194, KBK 13196. Najwyższą rolniczą stabilnością plonowania charakteryzowały się mieszkańce SMH 1856-1304 i SMH 1866-1314, które uzyskały wysokie plony w większości miejscowości.

**Słowa kluczowe:** interakcja genotypowo-środowiskowa, kukurydza, mieszkańce, stabilność plonowania

## WSTĘP

Odmiany roślin zbożowych, w tym kukurydzy, podlegają silnym wpływom środowiska i wymagają właściwego doboru miejsca, w którym mają być uprawiane. Prowadzi się więc szereg badań, których celem jest poznanie zmienności oraz stabilności plonowania genotypów kukurydzy, uwzględniając zmienne warunki glebowe i klimatyczne [Scapim i in. 2000, Lee i in. 2003, Fan i in. 2007, Worku i Zelleke 2008, Khan 2013].

Ze względu na opłacalność produkcji najbardziej interesujące dla rolników są mieszańce i odmiany, które zapewniają wysoką rolniczą stabilność plonowania. Badania interakcji genotypowo-środowiskowej ( $G \times E$ ) nowych mieszańców kukurydzy pozwalają na wykorzystanie tych wyników w mikrorejonizacji odmian. Wyniki doświadczeń pochodzące z kilku miejscowości lub kilku lat pozwalają na wykonanie charakterystyki biologicznej i rolniczej stabilności plonowania nowych mieszańców i odmian oraz ich adaptacyjności.

Wpływ genotypu i środowiska na efekty interakcji genotypowo-środowiskowej jest statystycznie nieaddytywny, co oznacza, że różnice w średnich plonach będą zależały od środowiska [Yue i in. 1997]. Można stąd wnioskować, że wybór genotypu na podstawie średniego plonu w określonym środowisku będzie mniej skuteczny [Hopkins i in. 1995].

Dotychczas zaproponowano wiele metod do obliczania i podziału interakcji genotypowo-środowiskowej. Caliński i współpracownicy [1960, 1987, 2003] opracowali i wprowadzili szereg metod wielowymiarowych, które pozwalają na szczegółową analizę struktury interakcji genotypowo-środowiskowej i charakterystykę genotypów pod względem ich stabilności i przydatności do określonych warunków glebowych i klimatycznych.

Obok analiz wielowymiarowych do identyfikowania stabilnych odmian wykorzystuje się metody jednowymiarowe. Wśród nich często wykorzystywana jest metoda zaproponowana przez Eberharta i Russella [1966], w której wariancja odchyleń od regresji jest traktowana jako miernik stabilności, a liniowy współczynnik regresji wskazuje na adaptacyjność genotypu do określonych środowisk. Można oceniać stabilność genotypów za pomocą oszacowań wariancji [Shukla 1972] czy też miernika ekowalencji, który mierzy wkład każdego genotypu do sumy kwadratów dla interakcji [Wricke 1962]. Dla małej liczby genotypów i środowisk Hanson [1970] opracował metodę określania stabilności na podstawie odchylenia plonu oczekiwanego od tzw. plonu stabilnego. Wymienione jednowymiarowe metody parametryczne często dają rozbieżne wyniki i nie pozwalają na jednoznaczne wnioskowanie o stabilności plonowania genotypów.

Opracowano także statystyczne metody nieparametryczne do testowania interakcji jakościowej, które początkowo stosowane były przede wszystkim w medycynie [Brederkamp 1974, Hildebrand 1980, De Kroon i Van der Laan 1981, Kubinger 1986]. Metody nieparametryczne nie sprawiają trudności obliczeniowych, a wyniki są łatwe do interpretacji.

W badaniach nad stabilnością plonowania genotypów roślin spośród metod nieparametrycznych stosowane są wskaźniki Hühna [1990a, 1990b, 1996], parametr Kanga [1988], który jest sumą rang odchyleń odmian ustalonych według wielkości plonu i wariancji Shukli [1972] oraz metodę Foga i in. [1990], która polega na uszeregowaniu odmian według wysokości plonów i nadaniu im kolejnych rang. Wymienione metody mają wspólną wadę: nie uwzględniają wielkości różnic w plonowaniu między odmianami i dlatego obliczone miary stabilności są najczęściej słabo skorelowane z plonem. W

takiej sytuacji wyliczone mierniki stabilności należy rozpatrywać łącznie z plonem i dopiero wtedy wyciągać właściwe wnioski. Nieparametryczna metoda rang grup jednorodnych ( $R_D$ ) i współczynnika zmienności ( $V$ ) jest pozbawiona tego błędu, a rangi w tej metodzie są silnie skorelowane z plonem [Bujak i in. 2008a, 2008b, Bujak i in. 2014].

Celem pracy było wstępne poznanie zmienności oraz stabilności plonowania nowych eksperymentalnych mieszańców kukurydzy na podstawie doświadczeń wykonanych w różnych środowiskach glebowo-klimatycznych.

#### MATERIAŁ I METODY

Materiał badawczy stanowiło 25 mieszańców kukurydzy, w tym 22 mieszańce eksperymentalne i trzy odmiany wzorcowe: odmiana MAS 15P (FAO 200–210), Ricardinio (FAO 240), Lindsey (FAO 260). Obiektami badawczymi były nowe mieszańce  $F_1$  kukurydzy wyhodowane w polskich spółkach hodowlanych. Obiekty oznaczone symbolami SMH pochodziły z Hodowli Roślin Smolice sp. z o.o. Grupa IHAR, natomiast KBK z Małopolskiej Hodowli Roślin sp. z o.o. Oddział Kobierzyce. Za wzorzec do obliczeń procentowego odchylenia mieszańców przyjęto średnią arytmetyczną z tych trzech form. Mieszańce wysiano w pięciu miejscowościach (Dłoń, Łagiewniki, Kobierzyce, Mikulice, Radzików) na terenie Polski, w układzie losowanych bloków, na poletkach o powierzchni 15 m<sup>2</sup>. Różnice w położeniu geograficznym i warunkach glebowo-klimatycznych gwarantowały zróżnicowanie środowisk. Analizowano plon ziarna mieszańców (dt·ha<sup>-1</sup>) przy 15% zawartości wody.

Podjęto próbę wstępnej oceny zmienności i stabilności plonowania eksperymentalnych polskich mieszańców kukurydzy na podstawie doświadczeń polowych przeprowadzonych w kilku miejscowościach na terenie Polski. Do oceny zmienności i stabilności plonu ziarna mieszańców kukurydzy wykorzystano wielowymiarową metodę analizy wariancji [Caliński i in. 2003] oraz metody jednowymiarowe: wariancję stabilności Shukli [1972], współczynnik regresji ( $b_i$ ) i odchylenie od prostej regresji ( $S_{di}^2$ ) według Eberharta i Russella [1966], a także dwie metody nieparametryczne: metodę Kanga [1988] oraz zmodyfikowaną metodę rang grup jednorodnych i współczynnika zmienności ( $R_{D+V}$ ) [Bujak i in. 2008a, 2008b].

Statystyka stabilności Shukli [1972] jest miernikiem wkładu każdego mieszańca w interakcję  $G \times E$ .

$$\sigma_i^2 = \frac{1}{(s-1)(t-1)(t-2)} \left[ t(t-1) \sum_i (x_{ij} - x_{i.} - x_{.j} + x_{..})^2 - \sum_i \sum_j (x_{ij} - x_{i.} - x_{.j} + x_{..})^2 \right]$$

gdzie:

s – liczba środowisk,

t – liczba mieszańców.

Niska wartość  $\sigma_i^2$  świadczy o wysokiej stabilności plonowania mieszańca.

Eberhart i Russell [1966] zaproponowali ocenę reakcji mieszańca na zmianę środowiska za pomocą liniowego współczynnika regresji ( $b_i$ ) i wariancji odchyłeń od regresji ( $S_{di}^2$ ):

$$b_i = 1 + \frac{\sum_j (x_{ij} - \bar{x}_i - \bar{x}_j + \bar{x}_{..})(\bar{x}_j - \bar{x}_{..})}{\sum_j (\bar{x}_j - \bar{x}_{..})^2}$$

$$S_{di}^2 = \frac{1}{\sum_j -2} \left[ \sum_i (x_{ij} - \bar{x}_i - \bar{x}_j + \bar{x}_{..}) - (b_i - 1)^2 \sum (\bar{x}_{ij} - \bar{x}_{..})^2 \right]$$

gdzie:

$x_{ij}$  – plon i-tej odmiany w j-tym środowisku,

$\bar{x}_i$  – średni plon i-tego mieszańca,

$\bar{x}_j$  – średni plon w j-tym środowisku,

$\bar{x}_{..}$  – średnia ogólna.

Mieszańce, które mają współczynnik regresji  $b_i > 0$ , są bardziej przystosowane do korzystnych warunków środowiska. W przypadku, gdy  $b_i < 0$ , odmiany lepiej przystosowują się do mniej sprzyjających warunków środowiska. Jeśli  $b_i = 0$ , wtedy mieszańce charakteryzują się przeciętną adaptabilnością do różnych warunków środowiska. Mieszańce mające wariancje  $S_{di}^2 = 0$  są najbardziej stabilne, natomiast duża wartość  $S_{di}^2$  oznacza niską stabilność.

Metoda Kanga [1988] jest nieparametryczną metodą badania stabilności i adaptacyjności mieszańców, w której jako kryterium wyboru wykorzystano średnie wartości plonów i wariancje stabilności Shukli [1972]. Mieszaniec o najwyższym plonie uzyskuje rangę 1, natomiast mieszańcowi z najniższą wariancją również przypisuje się rangę 1. Rangi dla plonu i wariancji są sumowane. Mieszańce o najmniejszej sumie punktów rangowych uznawane są za stabilne i najbardziej pożądane.

Metoda rang grup jednorodnych i współczynnika zmienności ( $R_{D+V}$ ) wykorzystuje średnie plony mieszańców podzielone na grupy jednorodne oraz obliczone dla nich wartości współczynników zmienności [Bujak i in. 2008b]. W każdej miejscowości do utworzenia rozłącznych grup jednorodnych mieszańców wykorzystano test Haufe i Geidel [1984], a następnie każdej grupie nadano oddzielną rangę. Średnia ranga ( $R_D$ ) ze wszystkich doświadczeń przedstawia poziom plonowania odmiany, a obliczony współczynnik zmienności ( $V$ ) pokazuje zróżnicowanie plonowania. Mieszańce o najmniejszej średniej wartości  $R_D$  i najmniejszym współczynniku zmienności  $V$  zaliczono do najbardziej stabilnych i plennych, a położenie każdego z nich przedstawiono w układzie współrzędnych, gdzie oś odciętych stanowi wartość współczynnika zmienności, a oś rzędnych to ranga grup jednorodnych.

## WYNIKI I DYSKUSJA

Średnie kwadraty z analiz wariancji dla plonu w każdej z pięciu miejscowości (punkty doświadczone) wykazały, że we wszystkich doświadczeniach należy odrzucić hipotezy zerowe, świadczące o braku różnic między badanymi mieszańcami kukurydzy pod względem wysokości plonowania. W tabeli 1 przedstawiono średnie plony mieszańców eksperymentalnych i odmian wzorcowych w poszczególnych miejscowościach oraz wartości

Tabela 1. Plony mieszańców kukurydzy ( $t \cdot ha^{-1}$ ) w poszczególnych miejscowościach  
 Table 1. Yields ( $t \cdot ha^{-1}$ ) of maize hybrids in different locations

Lp. No	Mieszańce Hybrids	Dłoń	Kobierzyce	Łągiwniki	Mikulice	Radzików	Średnia Mean	% wzorców/ % of standards
1	SMH 1866-1314	10,32	11,02	12,03	11,54	12,67	11,52	108
2	SMH 1859-1307	11,66	11,13	12,12	11,67	10,48	11,41	107
3	SMH 1858-1306	11,09	12,78	11,85	10,39	10,83	11,39	107
4	SMH 1856-1304	9,66	12,13	12,14	11,43	10,59	11,19	105
5	SMH 1864-1312	11,22	11,33	10,75	11,88	10,59	11,15	105
6	SMH 1863-1311	11,17	11,10	11,67	11,72	10,02	11,14	105
7	SMH 1865-1313	10,89	10,76	11,64	11,57	10,70	11,11	104
8	SMH 1860-1308	11,10	10,71	11,79	11,12	10,74	11,09	104
9	SMH 1862-1310	11,54	10,71	12,25	10,87	10,06	11,09	104
10	SMH 1854-1302	9,99	11,80	12,02	11,55	9,22	10,92	103
11	SMH 1861-1309	12,60	11,24	11,42	10,24	8,79	10,86	102
12	SMH 1857-1305	10,44	11,06	11,56	11,14	9,63	10,77	101
13	SMH 1855-1303	10,93	10,13	11,25	10,97	10,38	10,73	101
14	KBK 13194	10,12	11,84	11,19	10,41	8,81	10,47	98
15	KBK 13195	9,64	11,28	10,28	10,47	9,84	10,30	97
16	KBK 13197	9,91	11,15	9,79	9,62	10,62	10,22	96
17	KBK 13193	9,80	9,75	10,49	10,42	10,41	10,17	96
18	KBK 13196	9,24	10,54	11,63	9,03	9,23	9,93	93
19	KBK 13192	8,37	10,76	10,17	9,38	9,11	9,56	90
20	KBK 13187	8,95	9,03	9,78	9,62	9,35	9,35	88
21	KBK 13191	8,90	8,41	9,31	9,51	10,24	9,27	87
22	KBK 13188	9,00	9,04	9,54	9,40	9,15	9,23	87
Wzorce/ Standards:								
23	MAS 15P	9,18	9,07	10,08	10,67	9,97	9,79	
24	Ricardinio	10,46	11,67	11,31	10,32	10,50	10,85	
25	Lindsey	9,84	11,63	11,75	11,27	11,83	11,26	
Średnia wzorców Mean of standards		9,83	10,79	11,05	10,75	10,77	10,64	
NIR <sub>0,05</sub> / LSD <sub>0,05</sub>		0,74	0,81	0,85	0,6	0,57	0,89	

procentowe plonów w stosunku do wzorca. Na podstawie danych z tabeli 1 można stwierdzić, że w doświadczeniach było 13 mieszańców o wyższym plonie od średniej wartości wzorca. Zmienność plonowania mieszańców eksperymentalnych wynosiła od  $8,37 dt \cdot ha^{-1}$  dla KBK 13192 w Dłoni do  $12,78 dt \cdot ha^{-1}$  dla SMH 1858-1306 w Radzikowie. Wśród badanych mieszańców trzy z nich (SMH 1866-1314, SMH 1859-1307, SMH 1358-1306) plonowały wyżej od najlepszej z odmian wzorcowych – Lindsey.

W tabeli 2 przedstawiono testowanie porównań obiektów ze średnią ogólną i ich interakcji ze środowiskami. Efekty główne dla mieszańców obliczono jako różnicę pomiędzy średnimi wartościami plonu poszczególnych mieszańców a średnią ogólną. Do testowania istotności efektów głównych oraz ich interakcji z miejscowościami wykorzystano statystykę F. Oceniając przeciętną wysokość plonowania odmian wyrażoną efektami głównymi oraz odpowiednimi wartościami poziomu istotności, można stwierdzić, że wśród badanych mieszańców są cztery o dodatnich i istotnie różnych od zera wartościach efektów głównych (SMH 1866-1314, SMH1859-1307, SMH1865-1313, SMH1860-1308), co świadczy o ich wysokim potencjale plonotwórczym. Zdecydowana większość

mieszkańców wykazywała istotną reakcję na zmieniające się warunki środowiska. Do stabilnych i wysoko plonujących zaliczono mieszanki: SMH1859-1307, SMH1860-1308 i SMH1865-1313.

Tabela 2. Testowanie porównań obiektów z wzorcem i ich interakcji z miejscowościami  
Table 2. Testing of main effects of maize hybrids and their interaction with locations

Lp. No	Mieszanka Hybrids	Plon ziarna Grain's yield (t·ha <sup>-1</sup> )	Efekt główny Main effect estimation	Statystyka F dla: Statistic F for:	
				efektu głównego main effect	interakcji z miej- scowością interaction with locations
1	SMH 1866-1314	11,52	0,93	14,58*	15,08**
2	SMH 1859-1307	11,41	0,82	14,79*	3,68
3	SMH 1858-1306	11,39	0,80	4,99	10,25**
4	SMH 1856-1304	11,19	0,60	3,31	8,75**
5	SMH 1864-1312	11,15	0,56	4,24	6,05**
6	SMH 1863-1311	11,14	0,55	6,37	3,77
7	SMH 1865-1313	11,11	0,52	10,98*	2,00
8	SMH 1860-1308	11,09	0,50	9,48*	2,11
9	SMH 1862-1310	11,09	0,49	2,68	7,36**
10	SMH 1854-1302	10,92	0,32	0,69	12,18**
11	SMH 1861-1309	10,86	0,27	0,18	30,22**
12	SMH 1857-1305	10,77	0,18	0,93	2,66*
13	SMH 1855-1303	10,73	0,14	0,40	4,05**
14	KBK 13194	10,47	-0,12	0,10	11,66**
15	KBK 13195	10,30	-0,29	1,68	3,98*
16	KBK 13197	10,22	-0,37	1,08	10,31**
17	KBK 13193	10,17	-0,42	3,70	3,80**
18	KBK 13196	9,93	-0,66	3,25	10,70**
19	KBK 13192	9,56	-1,03	12,13*	7,08**
20	KBK 13187	9,35	-1,25	58,40**	2,14
21	KBK 13191	9,27	-1,31	10,15*	13,72**
22	KBK 13188	9,23	-1,37	104,17**	1,44
Wzorce/ Standards:					
23	MAS 15P	9,79	-0,80	6,24	8,25**
24	Ricardinio	10,85	0,26	1,88	2,90*
25	Lindsey	11,26	0,67	4,11	8,88**

Miary stabilności w postaci statystyki Shukli [1972], współczynników regresji i odchylenia od prostej regresji Eberhardta i Russela [1966] oraz nieparametrycznej miary adaptacyjności genotypów obliczone według Kanga [1988] przedstawiono w tabeli 3. Wymienione miary pozwalają na podział odmian na bardziej i mniej stabilne. Do najbardziej stabilnych i wysoko plonujących według statystyki stabilności Shukli [1972] można zaliczyć mieszanki SMH 1860-1308 i SMH 1865-1313, które charakteryzowały się małymi wartościami wariancji stabilności. Miara Kanga [1988] wykorzystuje ranking plonów odmian i wariancję stabilności Shukli [1972]. Wartości współczynnika regresji

Tabela 3. Miary stabilności i adaptacji mieszańców kukurydzy dla plonu ziarna  
Table 3. Measures of stability and adaptability of maize hybrids yield

Lp. No	Mieszańce Hybrids	Plon ziarna Grain's yield (t·ha <sup>-1</sup> )	Wariancja stabilności of stability (σ <sup>2</sup> )	Statystyka F dla wariancji stabilności Statistic F for stability variance	Współczynnik Coefficient of:		Statystyka F dla regresji Statistic F for regression	Wariancja odechyleń od regresji Variance of residuals (S <sup>2</sup> <sub>ab</sub> )	Statystyka F dla wariancji odchyleń Statistic F for residual variance	Miara Kanga YS Kang's measure YS	Ranga Kanga Kang's rank
					regresji regression (b <sub>i</sub> )	determinacji determination					
1	SMH 1866-1314	11,52	0,995	15,40**	-0,881	13,20	0,46	1,082	16,75**	19*	2
2	SMH 1859-1307	11,41	0,226	3,50**	0,017	0,02	0,00	0,304	4,71**	18*	3
3	SMH 1858-1306	11,39	0,669	10,36**	0,303	2,30	0,07	0,828	12,82**	17*	5
4	Lindsey (wz.)	11,26	0,577	8,93**	-0,086	0,21	0,01	0,733	11,35**	15*	6
5	SMH 1856-1304	11,19	0,568	8,80**	1,367	54,87	3,65	0,327	5,06**	14*	7
6	SMH 1864-1312	11,16	0,386	5,98**	-0,857	31,16	1,36	0,345	5,33**	13*	8
7	SMH 1863-1311	11,14	0,232	3,60*	0,231	3,62	0,11	0,301	4,65**	12*	9
8	SMH 1865-1313	11,11	0,113	1,75	-0,238	7,28	0,24	0,153	2,37*	19*	1
9	SMH 1860-1308	11,09	0,121	1,87	-0,312	11,84	0,40	0,154	2,38*	18*	4
10	SMH 1862-1310	11,09	0,474	7,34**	0,272	2,59	0,08	0,593	9,17**	9*	12
11	SMH 1854-1302	10,92	0,799	12,37**	1,933	78,78	11,14	0,214	3,31*	8*	13
12	SMH 1861-1309	10,86	2,016	31,20**	0,004	0,00	0,00	2,499	38,69**	7*	14
13	Ricardino (wz.)	10,85	0,174	2,69**	0,059	0,31	0,01	0,239	3,70*	10*	10
14	SMH 1857-1305	10,77	0,157	2,44*	0,738	52,67	3,34	0,104	1,61	9*	11
15	SMH 1855-1303	10,73	0,252	3,89**	-0,625	24,77	0,99	0,252	3,90*	4	17
16	KBK 13194	10,47	0,764	11,83**	1,378	41,83	2,16	0,561	8,68**	1	22
17	KBK 13195	10,30	0,246	3,81**	0,006	0,00	0,00	0,329	5,09**	0	25
18	KBK 13197	10,22	0,674	10,43**	-1,198	35,76	1,67	0,548	8,48**	1	21
19	KBK 13193	10,17	0,235	3,63**	-0,815	44,87	2,44	0,173	2,68*	2	19
20	KBK 13196	9,94	0,700	10,83**	1,380	45,70	2,52	0,481	7,44**	3	18
21	MAS 15P (wz.)	9,79	0,534	8,27**	-0,714	15,89	0,57	0,574	8,88**	5	16
22	KBK 13192	9,56	0,456	7,05**	0,850	26,21	1,07	0,432	6,69**	6	15
23	KBK 13187	9,35	0,123	1,90	-0,507	30,81	1,34	0,123	1,90	1	23
24	KBK 13191	9,28	0,903	13,98**	-1,699	54,02	3,52	0,522	8,07*	2	20
25	KBK 13188	9,23	0,076	1,17	-0,607	65,53	5,70	0,041	0,64	1	24

Wartość krytyczna dla YS = 6,3/ Critical value of YS = 6.3

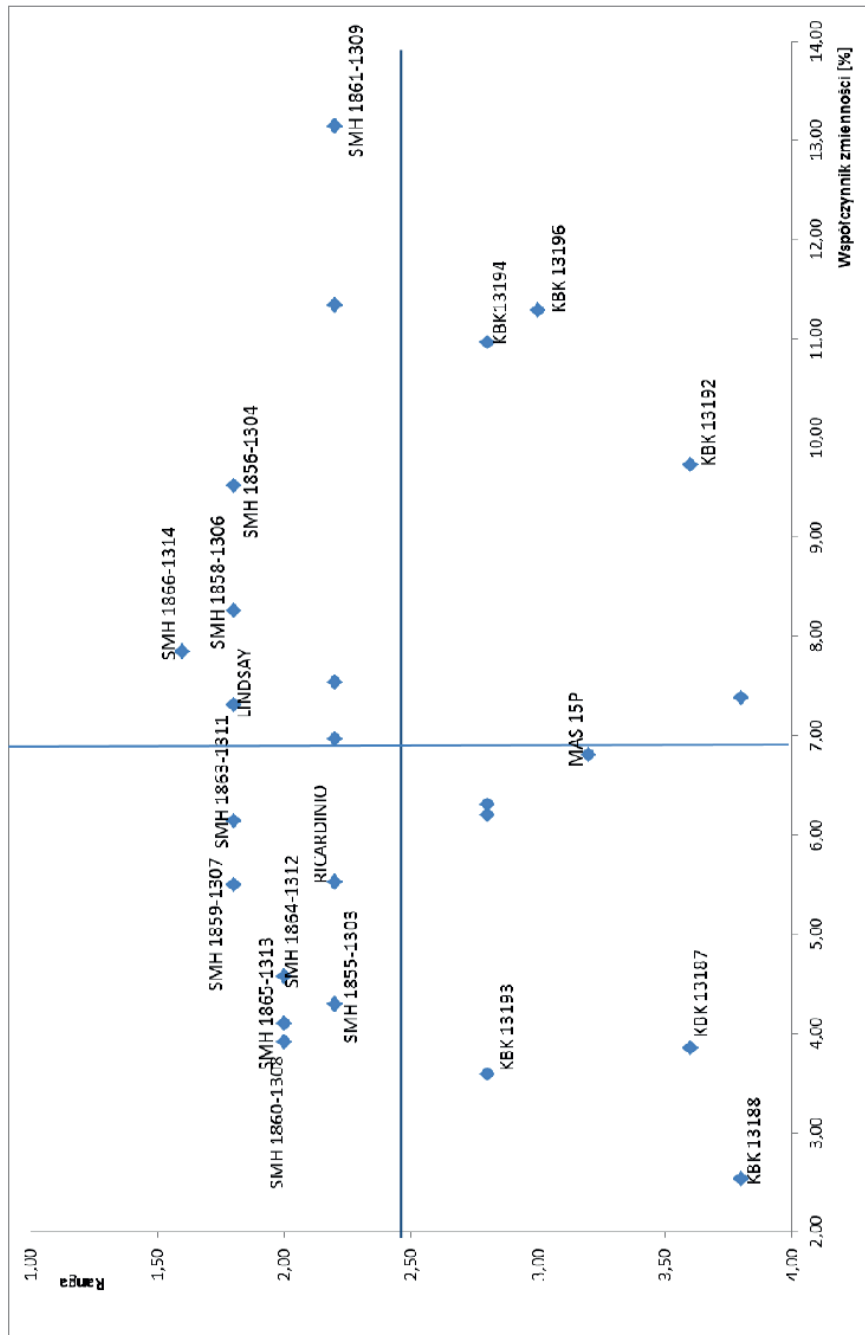
wz. – wzorzec/ standard

Tabela 4. Ocena stabilności plonowania odmian kukurydzy metodą rang grup jednorodnych i współczynników zmienności ( $R_{D+V}$ )  
 Table 4. Estimation of yield stability of maize hybrids according to method ranks of homogeneous groups and coefficient of variability ( $R_{D+V}$ )

Lp. No	Mieszańce Hybrids	Plon ziarna Grain's yield (t·ha <sup>-1</sup> )	Ranga Rank $R_D$	Współczynnik zmienności Coefficient of variability (V, %)	Odchylenie standardowe Standard deviation ( $\sigma$ )	Procentowy udział srodowisk, w których wystąpiła odmiana Proportion of hybrids in locations				pozostate remaining
						rang/ ranks			1	
						2	3	3		
1	SMH 1866-1314	11,52	1,60	7,85	0,90	60	20	20	0	
2	SMH 1859-1307	11,41	1,80	5,50	0,63	40	40	20	0	
3	SMH 1858-1306	11,39	1,80	8,27	0,94	40	40	20	0	
4	Lindsey (wz.)	11,26	1,80	7,32	0,82	40	40	20	0	
5	SMH 1856-1304	11,19	1,80	9,53	1,07	60	0	40	0	
6	SMH 1864-1312	11,15	2,00	4,58	0,51	20	60	20	0	
7	SMH 1863-1311	11,14	1,80	6,15	0,68	40	40	20	0	
8	SMH 1865-1313	11,11	2,00	4,10	0,46	40	20	40	0	
9	SMH 1860-1308	11,09	2,00	3,92	0,44	40	20	40	0	
10	SMH 1862-1310	11,09	2,20	7,55	0,84	20	40	40	0	
11	SMH 1854-1302	10,92	2,20	11,35	1,24	40	20	20	20	
12	SMH 1861-1309	10,86	2,20	13,15	1,43	40	40	0	20	
13	Ricardinio (wz.)	10,85	2,20	5,53	0,60	20	40	40	0	
14	SMH 1857-1305	10,77	2,20	6,97	0,75	40	20	20	20	
15	SMH 1855-1303	10,73	2,20	4,30	0,46	20	40	40	0	
16	KBK 13194	10,47	2,80	10,97	1,15	0	60	20	20	
17	KBK 13195	10,30	2,80	6,21	0,64	0	40	40	20	
18	KBK 13197	10,22	2,80	6,32	0,65	0	20	80	0	
19	KBK 13193	10,17	2,80	3,60	0,37	0	40	40	20	
20	KBK 13196	9,93	3,00	11,30	1,12	20	0	40	40	
21	MAS 15P (wz.)	9,79	3,20	6,81	0,67	0	20	40	40	
22	KBK 13192	9,56	3,60	9,73	0,93	0	0	60	40	
23	KBK 13187	9,35	3,60	3,86	0,36	0	0	40	60	
24	KBK 13191	9,27	3,80	7,39	0,68	0	0	40	60	
25	KBK 13188	9,23	3,80	2,54	0,23	0	0	20	80	

wz. – wzorzec/ standard





Rys. 1. Stabilność plonowania mieszańców kukurydzy na podstawie metody rangi i współczynnika zmienności  
 Fig. 1. Yield stability of maize hybrids based on ranks and coefficient of variability

powyżej jedności dla mieszańców SMH 1856-1304, SMH 1854-1302 i KBK 13194 świadczą o ich lepszym przystosowaniu do korzystnych warunków środowiska. Według miary Kanga [1988] do najbardziej plennych i stabilnych można zaliczyć mieszańce SMH1865-1313, SMH 1866-1314, SMH 1859-1307, SMH1860-1308 i SMH 1858-1306, które zajmują miejsce wyższe od najlepszej z odmian wzorcowych – Lindsey. Wśród nich są mieszańce (SMH 1865-1313 i SMH1860-1308) już wcześniej wyróżnione na podstawie wartości efektów głównych i interakcji genotypowo-środowiskowej oraz wariancji stabilności Shukli [1972].

Najważniejsza dla hodowców i producentów kukurydzy jest informacja o rolniczej stabilności plonowania, która pozwala przewidzieć prawdopodobieństwo uzyskania wysokiego plonu. Oceniono ją za pomocą nieparametrycznej metody rang grup jednorodnych oraz współczynnika zmienności ( $R_{D+V}$ ). W tabeli 4 przedstawiono wyniki metody rang grup jednorodnych ( $R_D$ ), współczynniki zmienności ( $V$ ) oraz procentowy udział środowisk, w których odmiany zajmowały kolejne rangi w zależności od poziomu plonowania. Na uwagę zasługuje mieszaniec SMH1866-1314, który charakteryzował się najwyższą rolniczą stabilnością i plonował najwyżej, zajmując w 60% doświadczeń pozycję w pierwszej grupie jednorodnej.

Na rysunku 1 przedstawiono położenie odmian w układzie współrzędnych, który utworzyły rangi ( $R_D$ ) i współczynniki zmienności ( $V$ ). W pierwszej górnej lewej ćwiartce znajduje się 7 mieszańców o najmniejszej wartości współczynnika zmienności i średniej wartości rangi. Do najbardziej interesujących zaliczono genotypy: SMH1859-1307, SMH1863-1311, SMH1860-1308, SMH1865-1313, które charakteryzowały się najwyższym plonem i współczynnikiem zmienności poniżej średniej. To oznacza, że plonowały wysoko i stabilnie w każdej miejscowości.

Jednym z głównych źródeł zmienności plonowania genotypów jest ich interakcja ze środowiskiem, która determinuje ich przydatność do uprawy w różnych warunkach klimatyczno-glebowych i agrotechnicznych i jest w dużym stopniu zależna od struktury genetycznej mieszańca [Lee i in. 2003, Worku i Zelleke 2008, Khan 2013, Bujak i in. 2014]. Między genotypami a szeroko pojętymi warunkami środowiska można wyróżnić dwa rodzaje interakcji: ilościową (interakcja zmienia się pod względem wielkości, a nie kierunku) i jakościową (interakcja jakościowa występuje w przypadku zmiany uszeregowania odmian w poszczególnych środowiskach).

Przy dużym genetycznym zróżnicowaniu zmienność i stabilność plonowania można analizować i próbować wyjaśnić metodami parametrycznymi i nieparametrycznymi. W prezentowanych badaniach zastosowano jednowymiarowe metody parametryczne, które nie zawsze dają porównywalne wyniki i trudno jest na ich podstawie wyciągnąć jednoznaczne wnioski. Większość tych metod szacuje stabilność plonowania typu biologicznego i nie zawsze otrzymane parametry stabilności są skorelowane z poziomem plonowania mieszańców. Ponadto metody parametryczne wymagają spełnienia pewnych założeń statystycznych, takich jak rozkład normalny błędu czy efektów interakcji. Stosując parametry jednowymiarowe w badaniach nad stabilnością plonowania mieszańców kukurydzy Scapim i in. [2000] oraz Lee in. [2003] także nie otrzymali jednoznacznych informacji o ich reakcji na różne warunki środowiskowe. Wydaje się, że w takim wypadku lepiej jest zastosować wielowymiarową analizę wariancji, która pozwala na dokładną charakterystykę interakcji  $G \times E$ , jej strukturę i ocenę biologicznej stabilności plonowania [Caliński i in. 1987, Worku i Zelleke 2008, Bujak i in. 2008a, 2013]. Stosowane

w niektórych opracowaniach naukowych metody nieparametryczne mierzą stabilność typu rolniczego i mogą być komplementarne do parametrycznych sposobów badania stabilności plonowania. Miary Kanga [1988] oraz metoda grup jednorodnych i współczynnika zmienności [Bujak i in. 2008a, 2008b, 2014] łączą zmienność i wielkość plonowania i są silnie skorelowane z plonem, dzięki czemu lepiej nadają się do stosowania w praktyce rolniczej. Łączne porównanie rangi i współczynnika zmienności daje dobre informacje o rolniczej stabilności plonowania.

#### WNIOSKI

1. Oceniając przeciętną wysokość plonowania genotypów wyrażoną efektami głównymi oraz odpowiednimi wartościami poziomu istotności można stwierdzić, że wysokim plonem cechowały się mieszańce SMH 1866-1314, SMH 1859-1307, SMH 1865-1313, SMH 1860-1380. Mieszańce te można uznać za stabilne w plonowaniu, ponieważ, z wyjątkiem SMH 1866-1314, nie wykazywały istotnej interakcji ze zmieniającymi się warunkami środowiska w poszczególnych miejscowościach.

2. Jednowymiarowe mierniki stabilności charakteryzują stabilność typu biologicznego i nadają się bardziej do oceny mieszańców uprawianych w ekstensywnych warunkach środowiska. Do najbardziej stabilnych, według statystyki stabilności Shukli [1972], można zaliczyć mieszańce KBK 13188, KBK 1887, SMH 1865-1313, SMH 1860-1308, które charakteryzowały się niskimi wartościami wariancji stabilności.

3. Wykorzystując metodę Eberharta i Russella [1966], wydzielono grupę mieszańców intensywnych (SMH 1856-1304, SMH 1854-1302, KBK 13194, KBK 13196), lepiej przystosowanych do korzystnych warunków środowiska oraz mieszańce plonujące stabilnie w mniej korzystnych warunkach środowiska (KBK 13197, KBK 13191).

4. Mierniki rang grup jednorodnych, rozpatrywane wspólnie ze współczynnikiem zmienności, umożliwiają dobre oszacowanie rolniczej stabilności plonowania mieszańców kukurydzy. Najwyższą rolniczą stabilnością plonowania charakteryzowały się mieszańce SMH 1856-1304 i SMH 1866-1314, które uzyskały wysokie plony w większości miejscowości.

#### PIŚMIENNICTWO

- Brederkamp J., 1974. Nonparametric Prüfung von Wechsewirkung. Psychol. Beitr. 16, 398–416.
- Bujak H., Jedyński S., Kaczmarek J., 2008a. Ocena stabilności plonowania odmian żyta ozimego na podstawie parametrycznych i nieparametrycznych metod. Biul. IHAR 250, 189–201.
- Bujak H., Jedyński S., Kaczmarek J., 2008b. Zastosowanie metody rang grup jednorodnych i współczynnika zmienności do badania stabilności plonowania odmian żyta. Biul. IHAR 250, 217–224.
- Bujak H., Nowosad K., Warzecha R., 2014. Evaluation of maize hybrids stability using parametric and nonparametric methods. Maydica 59, 170–175.
- Bujak H., Tratwal G., Weber R., Kaczmarek J., Gacek E., 2013. An analysis of spatial similarity in the variability of yields of winter wheat (*Triticum aestivum* L.) cultivars in Western Poland. Zemdirbyste-Agriculture 100, 311–316.

- Caliński T., 1960. On a certain statistical method of investigating interaction in serial experiments with plant varieties. *Bull. Acad. Pol. Sci.* 12, 565–568.
- Caliński T., Czajka S., Kaczmarek Z., 1987. A model for the analysis of series of experiments repeated at several places over a period of years. I. Theory. *Biul. Oceny Odm.* 10, 35–71.
- Caliński T., Czajka S., Kaczmarek Z., Krajewski P., Siatkowski I., Pilarczyk W., 2003. *Metodyka statystyczna i obsługa programu SERGEN przeznaczonego do analizy doświadczeń odmianowych i genetyczno-hodowlanych*. Wyd. Instytutu Genetyki Roślin PAN w Poznaniu, Poznań.
- De Kroon J., Van der Laan P., 1981. Distribution-free test procedures in two-way layout: a concept of rank-interaction. *Stat. Neerl.* 35, 189–213.
- Eberhart S.A., Russell W.A., 1966. Stability parameters for comparing varieties. *Crop. Sci.* 6, 36–40.
- Fan X.M., Kang M.S., Chen H., Zhang Y., Tan J., XU C., 2007. Yield stability of maize hybrids evaluated in multi-environment trials in Yunnan. *China Agron. J.* 99, 220–228.
- Fox P.N., Skovmand B., Thompson B., Braun H.J., Cormier R., 1990. Yield and adaptation of hexaploid spring triticale. *Euphytica* 47, 57–64.
- Hanson W.D., 1970. Genotypic stability. *Theor. Appl. Genet.* 40, 226–231.
- Hildebrand H., 1980. Asymptotische verteilungsfreie Rangtests in linearen Modellen. *Med. Inform. Stack.* 17, 344–349.
- Haufe W., Geidel H., 1984. Vorschlag eines Schätzverfahrens zur Klassifizierung von Versuchsergebnissen. *Arbeitsgemeinschaft der Saatzüchtleiter. A-8952 Irdning*, 257–290.
- Hopkins A.A., Vogel K.P., Moore K.J., Johnson K.D., Carlson L.T., 1995. Genotype effects and genotype by environment interactions for trait of elite switchgrass populations. *Crop Sci.* 35, 125–132.
- Hühn M., 1990a. Non parametric measures of phenotypic stability. Part. 1. Theory. *Euphytica* 47, 189–194.
- Hühn M., 1990b. Non parametric measures of phenotypic stability. Part. 2. Application. *Euphytica* 47, 195–201.
- Hühn M., 1996. Non parametric analysis of genotype-environment interaction by ranks. In: Kang M.S., Gauch H.S. (ed.), *Genotype by environment interaction*. CRC Press, Boca Raton, 235–271.
- Kang M.S., 1988. A rank sum method for selecting high yielding and stable crop genotypes. *Cereal Res. Commun.* 16, 113–115.
- Khan M.H., 2013. Evaluation of maize genotypes for grain yield stability under temperate conditions of Kashmir Valley. *Can. J. Plant Breed.* 1 (2), 77–79.
- Kubinger K.D., 1986. A note on non-parametric tests for the interaction on two-way layouts. *Biomet. J.* 28, 67–72.
- Lee E. A., Doerksen T. K., Kannenberg L.W., 2003. Genetic Components of Yield Stability in Maize Breeding Populations. *Crop Sci.* 43, 6, 2018–2027.
- Scapim C.A., Oliveira V.R., Braccini A.L., Cruz C.D., Andrade C.A.B., Vidigal M.C. G., 2000. Yield stability in maize (*Zea mays* L.) and correlations among the parameters of the Eberhart and Russell, Lin and Binns and Huehn models. *Genet. Mol. Biol.* 23, 387–393.
- Shukla G.K., 1972. Some aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. *Heredity* 29, 237–245.
- Worku M., Zelleke H., 2008. Genotype x environment interaction and yield stability of maize. *East Afr. J. Sci.* 2, 7–12.
- Wricke G., 1962. Über eine Methode zur Erfassung der ökologischen Streubreite in Feldversuchen. *Z. Pflanzenzucht.* 47, 92–96.
- Yue G.L., Roozemboom K.L., Schapaugh W.T. Jr, Liang G.H., 1997. Evaluation of soybean using parametric and nonparametric stability estimates. *Plant Breed.* 116, 271–275.

---

Praca dofinansowana z funduszy przeznaczonych na postęp biologiczny w produkcji roślinnej przez Ministerstwo Rolnictwa i Rozwoju Wsi.

**Summary.** A big number of maize hybrids requires the knowledge on their interaction with the environment before registration. The aim of the paper was to study the variability and yield stability of new experimental maize hybrids based on the experiments carried out in several locations. The material consisted of 25 maize hybrids, including 22 experimental hybrids and three reference varieties MAS 15P, Ricardinio, Lindsey. Hybrids were sown in five locations in Poland in randomized blocks on plots with an area of 15 m<sup>2</sup>. Evaluation of the variability and stability of the grain yield of the studied hybrids was based on multivariate analysis of variance and on parametric methods: Shukla's stability variance ( $\sigma^2$ ), linear regression coefficient ( $b_i$ ) and variance of the regression deviations ( $S^2_{di}$ ) according to Eberhart and Russell and two nonparametric methods: the method of Kang's parameter and modified method ranks of homogeneous groups and coefficient of variability ( $R_{D+V}$ ). On the basis of the main effects and the corresponding values of significance levels the studies indicated high-yielding and stable hybrids that did not have any significant interaction with the conditions in different locations. The use of parametric measures allowed us to assess the stability of biological types of hybrids suitable for cultivation in extensive conditions. Intensive hybrids, which responded positively to the improvement of agronomic conditions, were SMH 1856-1304, SMH 1854-1302, KBK 13194, KBK 13196. The highest agricultural stability of the yielding of hybrids was characteristic of SMH 1856-1304 and SMH 1866-1314, which obtained high yields in most locations.

**Key words:** hybrids, maize, interaction GE, yielding stability