

WANDA KOCIUBA ¹
ANETA KRAMEK ¹
KRZYSZTOF UKALSKI ²

¹ Instytut Genetyki, Hodowli i Biotechnologii Roślin, Uniwersytet Przyrodniczy w Lublinie

² Katedra Ekonometrii i Statystyki, Zakład Biometrii Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

Ocena stabilności wybranych cech plonotwórczych polskich odmian pszenżyta ozimego

Stability estimation of selected yielding traits of Polish winter triticale varieties

Celem przeprowadzonych badań była ocena stabilności na warunki pogodowe 36 polskich odmian pszenżyta ozimego pod względem masy ziaren z kłosa oraz masy tysiąca ziaren. Jedno-powtórzeniowe doświadczenia polowe przeprowadzono w latach 2001 – 2004 w Gospodarstwie Doświadczalnym Uniwersytetu Przyrodniczego w Lublinie, w Czesławicach k/Nałęczowa. Zastosowano metodę graficzną biplot typu GGE, współczynnik regresji Eberharta – Russella, miarę ekowalencji Wricke’a, i złożony miernik stabilności Hansona. Odmianami stabilnymi na warunki pogodowe osiągającymi wysokie wartości masy ziaren z kłosa były: Piano, Vero i Tornado. Niestabilne, pod względem masy ziaren z kłosa, odmiany Mundo i Fidelio osiągały większe wartości tej cechy w niekorzystnych warunkach pogodowych. Pod względem masy 1000 ziaren, odmianami stabilnymi i osiągającymi duże wartości badanej cechy były Ugo, Typo, Debo i Piano. Natomiast odmiana Lasko o najwyższych wartościach masy 1000 ziaren była odmianą niestabilną. Odmiany Piano, Ego i Tornado były stabilne i przyjmowały duże wartości obu badanych cech plonotwórczych.

Słowa kluczowe: biplot typu GGE, ekowalencja Wricke’a, pszenżyto ozime, stabilność, współczynnik regresji Eberharta – Russella, złożony miernik stabilności Hansona

The objective of this study was to evaluate stability of yielding traits of Polish cultivars of winter triticale depending on weather conditions. Grain weight per spike and 1000 grains weight of 36 cultivars were taken into account. Four-year (2001–2004) one-replication field experiments were conducted at the Experimental Field Station of the University of Life Sciences in Czesławice near Nałęczów, Poland. The graphical GGE biplot method, Eberhart – Russell regression coefficient, Wricke’s ecovariance and Hanson’s composite parameter of stability were used. Cultivars Piano, Vero and Tornado were stable in diverse weather conditions with high grain weight per spike. Cultivars Mundo and Fidelio were unstable but their grain weight per spike increased with deteriorating weather conditions. Cultivars Ugo, Typo, Debo and Piano were stable with high 1000 grains weight. Cultivar Lasko was unstable but achieved the highest 1000 grains weight. Cultivars Piano, Ego and Tornado were stable regarding both tested yielding traits.

Key words: biplot GGE, Eberhart-Russell regression coefficient, Hanson’s composite parameter of stability, stability, winter triticale, Wricke’s ecovariance

WSTĘP

Zmienność środowiskowa ma istotny wpływ na wartości cech plonotwórczych odmian pszenżyta ozimego \times *Triticosecale* Wittm. Jako środowisko można rozumieć zarówno rejon uprawy jak również lata uprawy. Do analizy wpływu zmienności środowiskowej na plonowanie w pierwszym przypadku prowadzone są serie doświadczeń jednorocznych lub wieloletnich w różnych miejscowościach, w drugim w kilku latach w jednej miejscowości. W niniejszej pracy przez zmienność środowiskową będziemy rozumieć zmieniające się warunki pogodowe w latach.

Badania stabilności plonowania jako reakcji odmian na warunki środowiska są ciągłym wyzwaniem dla badaczy. Wynika to przede wszystkim z powodu występowania interakcji genotypowo-środowiskowej (genotype \times environment G \times E). Pierwsze metody pozwalające na oszacowanie wielkości interakcji G \times E zostały zaproponowane przez Yatesa i Cochran (1938), Wricke'a (1962), następnie zmodyfikowane przez Finlaya i Wilkinsona (1963), Eberharta i Russella (1966), Perkinsa i Jinksa (1968) oraz przez Hansona (1970). Kolejne parametry pozwalające na określenie wpływu interakcji G \times E były wprowadzone przez Shuklę (1972) i Kanga (1993). Statystyczne metody wielowymiarowe również okazały się przydatne do badania interakcji G \times E (Lin i in., 1986). Podejście wielowymiarowe w ostatnich 20 latach zostało rozwinięte zwłaszcza poprzez wykorzystanie wykresów typu biplot. Gauch (1992) zaproponował badanie interakcji G \times E na podstawie modelu z addytywnymi składnikami głównymi i multiplikatywnym składnikiem interakcji (AMMI), natomiast Yan i in. (2000) zaproponowali model ze wszystkimi składnikami addytywnymi, tzw. biplot typu GGE.

Większość metod badania stabilności wymaga układu danych z powtórzeniami w każdym roku. W przypadku doświadczeń jednopowtórzeniowych, nie jest możliwe wykorzystanie wielu ze stosowanych miar stabilności. Z powyższych względów, w badanej kolekcji zastosowano następujące metody i miary pozwalające określić wielkość interakcji G \times E: wykres biplot typu GGE, wykresy regresji oraz współczynnika regresji b_i na podstawie modelu Eberharta i Russella, miarę ekowalencji Wricke'a W_i i złożony miernik stabilności Hansona D_i .

Celem pracy jest: (i) ocena stabilności 36 odmian pszenżyta ozimego w zmieniających się warunkach pogodowych w latach pod względem masy ziaren z kłosa (MZK) oraz masy tysiąca ziaren (MTZ) z wykorzystaniem wybranych metod i miar, (ii) pokazanie podobieństw i różnic w interpretacji stabilności pomiędzy zastosowanymi metodami i miarami.

MATERIAŁ I METODY

Material

Materiał badawczy stanowiło 36 odmian pszenżyta ozimego \times *Triticosecale* Wittm. zarejestrowanych przez COBORU w latach 1982–1999: Almo, Alzo, Bogo, Chrono, Dagro, Debo, Disco, Domino, Ego, Eldorado, Falko, Fidelio, Grado, Kitaro, Lamberto, Lasko, Malno, Marko, Moniko, Moreno, Mundo, Nemo, Ordo, Origo, Piano, Pinokio,

Prado, Prego, Presto, Pronto, Purdy, Tewo, Tornado, Typo, Ugo, Vero. Doświadczenie jednopowtórzeniowe na poletkach o powierzchni 2 m² przeprowadzono w latach 2001–2004 w Gospodarstwie Doświadczalnym Uniwersytetu Przyrodniczego w Czesławicach k/Nałęczowa. Ze względu na jednorodne warunki siedliskowe i agrotechniczne w czasie prowadzenia doświadczenia przyjęto, że zmienność warunków środowiskowych wynikała jedynie ze zróżnicowania warunków pogodowych w badanych latach. Stąd podjęte badania dotyczą stabilności ważnych dla pszenżyta cech plonotwórczych na warunki pogodowe: masy ziaren z kłosa (MZK) oraz masy tysiaca ziaren (MTZ).

Metody statystyczne

Ze względu na jednopowtórzeniowy układ doświadczalny w każdym roku do oceny stabilności MZK i MTZ wykorzystano metody:

— 1. wykres biplot typu GGE oparty na modelu:

$$X_{ij} - \mu - E_j = G_i + GE_{ij}, \quad (1)$$

gdzie X_{ij} jest wartością cechy dla i -tego genotypu i j -tego środowiska (roku), μ jest średnią ogólną, E_j jest głównym efektem j -tego środowiska (roku), G_i jest głównym efektem i -tego genotypu, GE_{ij} (jest błędem w modelu) jest głównym efektem interakcji i -tego genotypu oraz j -tego środowiska (roku).

Wykres biplot typu GGE wymaga wyznaczenia wartości pierwszych dwóch składowych głównych. Można je obliczyć na podstawie analizy składowych głównych PCA (Principal Components Analysis) (Gabriel, 1971) lub wykorzystując metodę SVD (singular value decomposition) (Rao, 1973). Technika tworzenia oraz szeroka interpretacja wykresów biplot typu GGE została podana w pracach Ukalskiego i in. (2010 a, 2010 b);

— 2. analiza regresji według modelu Eberharta – Russella:

$$Y_{ij} = \frac{X_{i\cdot}}{g} + b_i P_j \quad (2)$$

gdzie Y_{ij} jest szacowaną wartością średnią i -tego genotypu oraz j -tego środowiska (roku), iloraz $X_{i\cdot}/g$ jest wartością średnią i -tego genotypu poprzez badane środowiska (lata), g jest liczbą genotypów, b_i jest współczynnikiem regresji Eberharta – Russella, P_j jest indeksem j -tego środowiska (Sharma, 2006) i równa się:

$$P_j = \frac{X_{\cdot j}}{e} - \mu, \text{ z warunkiem } \sum_{j=1}^e P_j = 0 \quad (3)$$

gdzie iloraz $X_{\cdot j}/e$ jest wartością średnią j -tego środowiska (roku) poprzez badane genotypy, e jest liczbą środowisk (lat),

Z powodu danych jednopowtórzeniowych nie można wyznaczyć średniego kwadratu odchyłeń od regresji $s_{d_i}^2$ jak również wariancji stabilności Shukli σ_i^2 (Shukla, 1972);

— 3. wykres współczynnika regresji b_i Eberharta – Russella względem indeksu genotypowego P_i . Gdzie P_i jest indeksem i -tego genotypu (Sharma, 2006) i równa się:

$$P_i = \frac{X_{i\cdot}}{g} - \mu, \text{ z warunkiem } \sum_{i=1}^g P_i = 0 \quad (4)$$

— 4. miarę ekwalencji Wricke'a W_i :

$$W_i = \sum_j (X_{ij} - \frac{X_{i\cdot}}{g} - \frac{X_{\cdot j}}{e} - \mu)^2 \quad (5)$$

— 5. złożony miernik stabilności Hansona D_i :

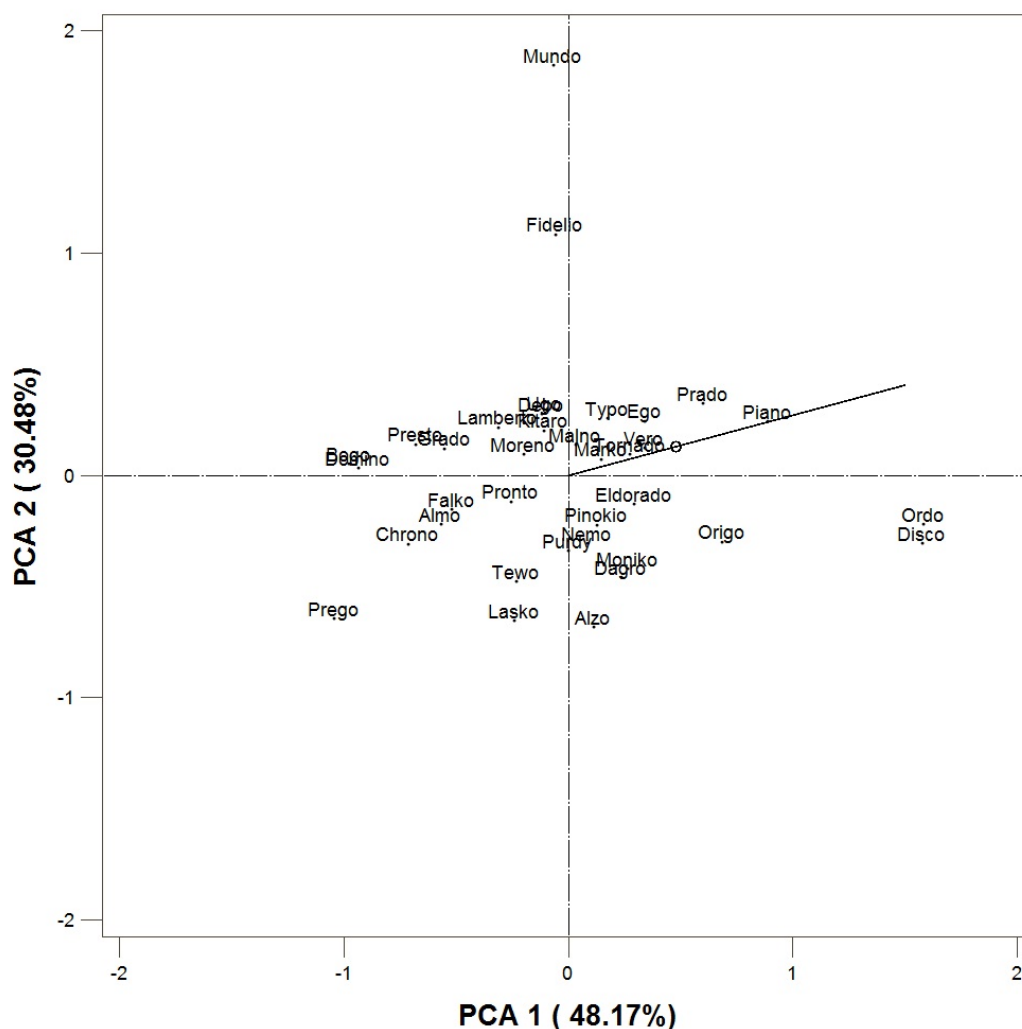
$$D_i = \sqrt{\sum_{j=1}^e \left[X_{ij} + \mu - \frac{X_{i\cdot}}{g} - \frac{X_{\cdot j}}{e} - b_i \left(\frac{X_{\cdot j}}{e} - \mu \right) \right]^2} \quad (6)$$

Obliczenia wartości składowych głównych wykonano za pomocą procedury PRINCOMP programu SAS (SAS Institute Inc., 2008). Otrzymane wyniki dla dwóch pierwszych składowych głównych sprawdzono metodą SVD (Rao, 1973), wykorzystując funkcję SVD programu SAS. Wykresy biplot typu GGE, wykresy regresji oraz współczynników regresji dla modelu Eberharta i Russella wykonano za pomocą procedury GPLOT i makra %ANNOMAC programu SAS (SAS Institute Inc., 2008).

WYNIKI I DYSKUSJA

Analizę składowych głównych wykonano oddzielnie dla każdej z badanych cech. Dla MZK pierwsze dwie składowe główne wyjaśniły łącznie 78,65% procent zmienności całkowitej, z czego składowa główna PCA1 — 48,17%, składowa główna PCA2 — 30,48% (rys. 1). Analogiczne wyniki dla MTZ wyniosły odpowiednio: PCA1 — 58,34%, PCA2 — 30,07%, w sumie 88,41% (rys. 2). Dla obu cech pierwsze dwie składowe główne wyjaśniają więcej niż 70% całkowitej zmienności pomiędzy badanymi odmianami. Wartość 70% została zaproponowana jako graniczna (Jolliffe, 1972) przy ustalaniu potrzebnej ilości składowych głównych do wykonania rzetelnej analizy danych. Zatem można uznać, że wnioski wynikające z wykresów biplot typu GGE dla MZK i MTZ są wystarczająco dokładne.

Na podstawie wyników analizy składowych głównych wykonano wykresy biplot typu GGE (rys. 1, 2). Na każdym wykresie narysowano linię przechodzącą przez początek układu współrzędnych i przez punkt otoczony małym okręgiem. Punkt ten oznacza średnią wartość cechy w całym badanym okresie. Narysowana linia pokazuje średnią zmianę wartości badanej cechy poprzez lata i poziom najlepszej stabilności (minimalny, a nawet zerowy wpływ interakcji genotypowo-środowiskowej).

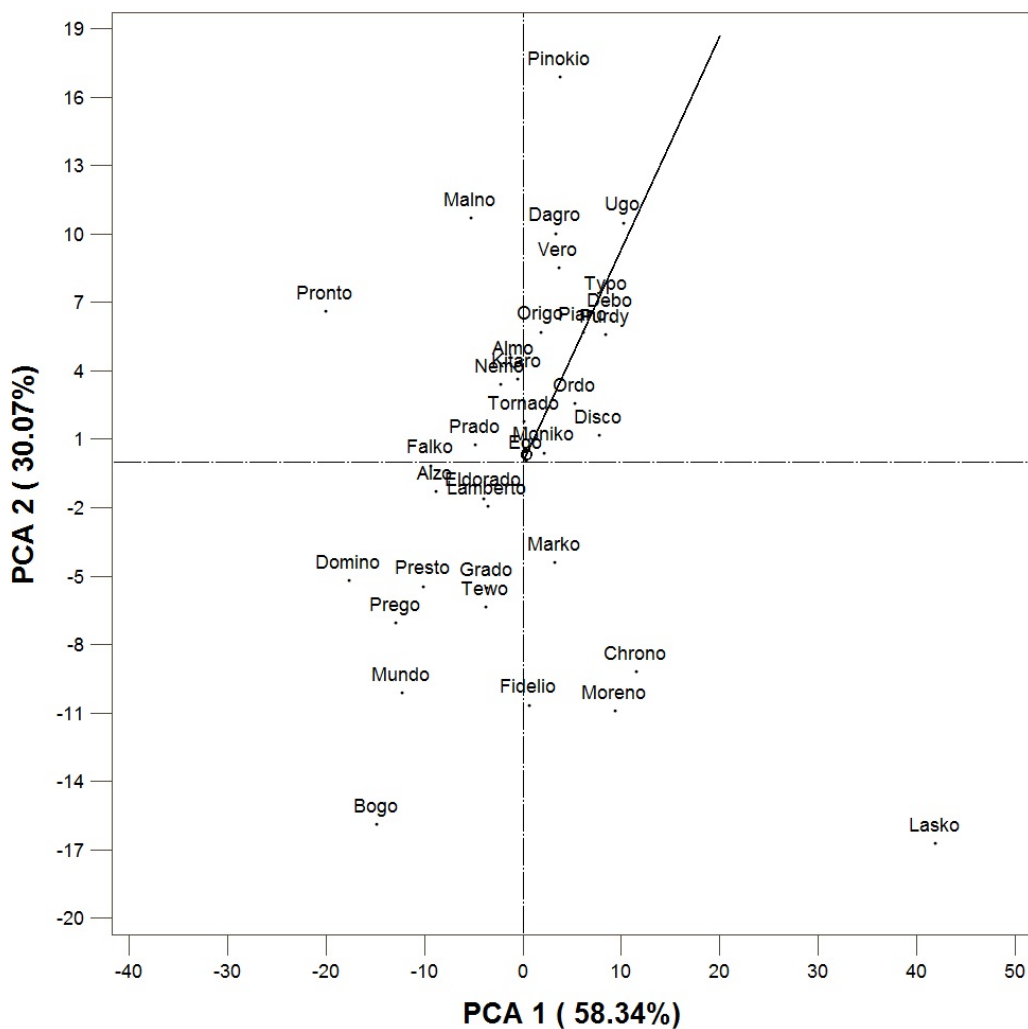


Rys. 1. Biplot GGE dla masy ziaren z kłosa 36 odmian pszenżyta ozimego
Fig. 1. GGE biplot of grain weight per spike for 36 winter triticale varieties

W pierwszej kolejności zostaną przedstawione wyniki dotyczące masy ziaren z kłosa MZK. W celu przedstawienia sposobu interpretacji wykresu biplot wyróżniono następujące grupy odmian (rys. 1):

- grupa I [odmiany o dużych wartościach MZK (wartości PCA1 większe od 0) i stabilne (położone blisko linii przechodzącej przez punkt średniej wartości cechy): Piano, Vero,
- grupa II [odmiany o małych wartościach MZK (wartości PCA1 mniejsze od 0) i stabilne]: Almo, Chrono,

- grupa III [odmiany o dużych wartościach MZK i niestabilne (położone dalej od linii przechodzącej przez punkt średniej wartości cechy)]: Mundo, Fidelio, Ordo, Disco,
 - grupa IV [odmiany o małych wartościach MZK i niestabilne]: Lasko.
- Stabilność pozostałych odmian pod względem MZK podano w tabeli 1.



Rys. 2. Biplot GGE dla masy 1000 ziaren 36 odmian pszenżyta ozimego
 Fig. 2. GGE biplot of 1000-grains weight for 36 winter triticale varieties

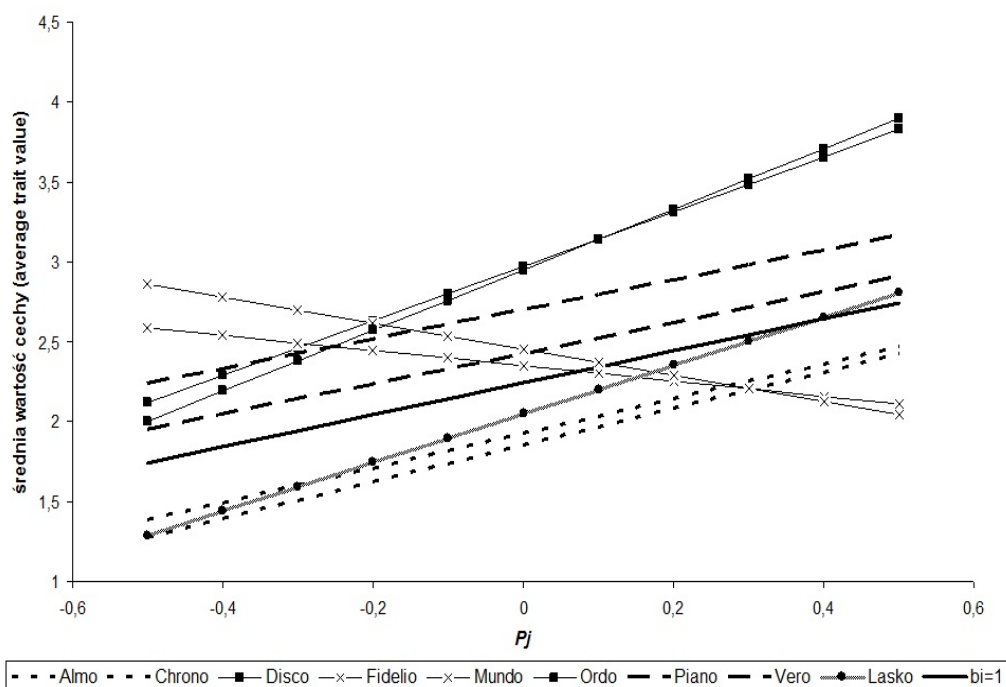
Tabela 1

Parametry stabilności dla 36 odmian pszenżyta ozimego dla masy ziaren z kłosa (MZK) i masy 1000 ziaren (MTZ). ¹ S – stabilna, NS – niestabilna, AS – „średnio” stabilna
Stability parameters of grain weight per spike (MZK) and 1000-grains weight (MTZ) for 36 winter triticale varieties; ¹ S – stable, NS – unstable, AS – “average” stable

Odmiana Variety	Biplot typu GGE GGE biplot				Regresja Eberhart – Russella Eberhart – Russell regression				Ekowalencja Wricke'a Wricke ecovalance		Współczynnik Hanson'a Hanson's parameter	
	wartość cechy trait's value		stabilność stability		b_i		P_i		W_i [%]		D_i	
	MZK	MTZ	MZK	MTZ	MZK	MTZ	MZK	MTZ	MZK	MTZ	MZK	MTZ
Almo	N ²	S	S ¹	AS	1,09	1,36	-0,32	0,22	0,39	2,73	0,73	8,68
Alzo	S	N	NS	AS	1,86	0,63	-0,02	-3,64	4,44	2,39	0,78	7,28
Bogo	N	N	AS	AS	0,63	0,78	-0,49	-11,18	2,09	1,66	0,82	17,65
Chrono	N	W	S	NS	1,15	1,22	-0,39	1,48	0,13	2,93	0,91	15,88
Dagro	S	S	AS	AS	1,58	1,78	0,06	3,86	1,85	3,09	0,53	16,29
Debo	S	W	AS	S	0,66	1,27	-0,02	4,90	0,71	3,27	0,31	13,76
Disco	W	W	NS	AS	1,71	0,48	0,73	3,57	4,00	3,20	2,61	6,69
Domino	N	N	AS	AS	0,58	-0,50	-0,42	-7,35	2,95	2,17	0,80	14,99
Ego	W	S	S	S	0,77	1,30	0,21	-0,03	0,44	2,69	0,40	2,01
Eldorado	W	S	AS	AS	1,14	0,91	0,13	-2,00	0,60	2,52	0,42	4,04
Falko	N	N	S	AS	1,22	1,32	-0,27	-3,46	1,71	2,35	0,82	12,08
Fidelio	W	S	NS	AS	-0,48	1,31	0,11	-2,88	10,73	2,43	1,22	14,41
Grado	N	S	AS	AS	0,55	0,25	-0,24	-2,96	1,26	2,50	0,50	5,51
Kitaro	S	S	AS	AS	0,83	1,17	-0,04	1,00	1,12	2,82	0,40	4,15
Lamberto	N	S	AS	S	0,36	-0,33	-0,09	-1,26	4,86	2,76	0,82	8,89
Lasko	S	W	NS	NS	1,52	1,51	-0,19	9,37	3,05	4,24	0,87	49,79
Malno	S	N	S	NS	0,86	1,92	0,06	1,29	1,42	2,81	0,45	14,16
Marko	S	S	S	AS	0,80	1,99	0,03	-1,02	6,55	2,53	0,95	9,26
Moniko	W	S	AS	S	1,31	1,11	0,06	0,26	4,15	2,76	0,77	7,20
Moreno	S	W	S	NS	0,90	1,18	-0,07	-0,49	0,98	2,71	0,39	14,44
Mundo	W	N	NS	S	-0,82	0,40	0,21	-7,20	25,84	2,07	1,91	9,94
Nemo	S	S	AS	AS	1,41	1,17	0,01	0,11	0,90	2,73	0,35	4,44
Ordo	W	W	NS	AS	1,89	0,84	0,71	2,73	5,62	3,06	2,82	5,83
Origo	W	S	AS	AS	1,60	0,71	0,28	2,95	1,92	3,10	1,04	5,52
Piano	W	W	S	S	0,93	1,48	0,46	4,25	0,22	3,16	0,86	13,31
Pinokio	S	S	AS	NS	1,28	0,88	0,06	6,90	1,83	3,58	0,52	16,59
Prado	W	S	AS	AS	0,90	0,84	0,33	-1,39	0,39	2,60	0,64	4,82
Prego	N	N	AS	AS	1,42	0,84	-0,59	-7,64	0,89	1,98	1,72	13,91
Presto	N	N	AS	AS	0,61	0,29	-0,29	-5,13	1,53	2,27	0,58	6,70
Pronto	N	N	S	NS	1,29	0,42	-0,14	-4,32	1,80	2,44	0,62	20,37
Purdy	S	W	AS	AS	1,50	1,58	-0,04	5,12	1,29	3,25	0,44	17,15
Tewo	S	S	AS	AS	1,62	1,37	-0,19	-3,77	2,39	2,29	0,85	10,94
Tornado	W	S	S	S	0,96	1,27	0,13	0,57	0,37	2,76	0,34	2,85
Typo	S	W	AS	S	0,84	1,27	0,11	5,20	0,69	3,30	0,36	13,74
Ugo	S	W	AS	S	0,58	1,23	-0,02	7,12	0,90	3,53	0,35	17,90
Vero	W	S	S	AS	0,95	0,73	0,18	4,85	0,01	3,32	0,35	9,04
Min.					-0,82	-0,5	-0,59	-11,18	0,01	1,66	0,31	2,01
Max.					1,89	1,99	0,73	9,37	25,84	4,24	2,82	49,79

² – N – niska, low; S – średnia, average; W – wysoka, high

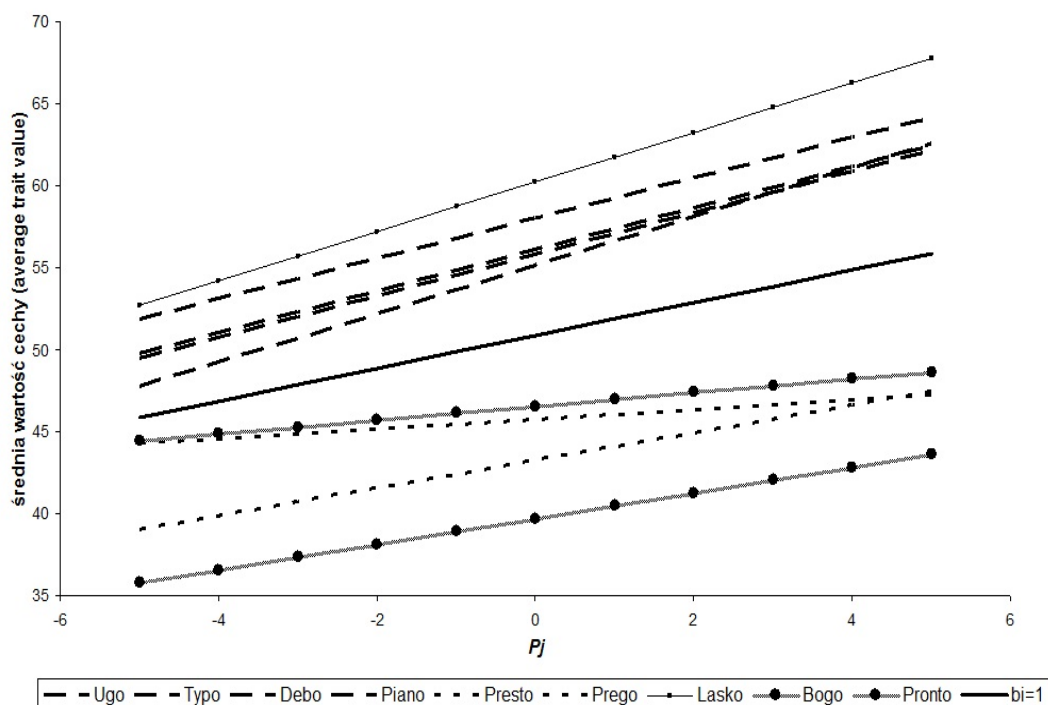
Dla wydzielonych za pomocą metody biplot grup odmian I–IV wykonano wykres funkcji regresji według modelu Eberharta i Russella (rys. 3). Nie prezentujemy wykresu dla wszystkich odmian ze względu na jego nieczytelność.



Rys. 3. Wykres regresji Eberhart – Russella dla masy ziaren z kłosa dla wybranych odmian pszenżyta ozimego
Fig. 3. Eberhart – Russell regression plot of grain weight per spike for chosen winter triticale varieties

Interpretacja wykresu polega na porównaniu przebiegu prostych regresji dla odmian do prostej regresji dla $b_i=1$ (przypadek idealnej stabilności poprzez badane lata). Wyznaczone linie dla odmian Piano i Vero (grupa I) są prawie równoległe do linii $b_i=1$, zatem są to odmiany stabilne, a także są położone powyżej niej, co oznacza, że charakteryzują się wartościami MZK powyżej średniej ogólnej w kolejnych latach. Proste regresji dla odmian Almo i Chrono (grupa II) są również prawie równoległe do linii $b_i=1$ (są to odmiany stabilne), ale są położone poniżej niej, zatem odmiany te przyjmują wartości MZK poniżej średniej ogólnej w kolejnych latach. Proste regresji dla odmian Mundo, Fidelio, Ordo i Disco (grupa III) nie są równoległe do linii $b_i=1$ (są to odmiany niestabilne). Dodatkowo Disco i Ordo osiągają coraz większe wartości MZK dla kolejnych lat (zwiększające się pochylenie linii w stosunku do linii $b_i=1$), w których warunki pogodowe sprzyjają wzrostowi wartości MZK dla wszystkich odmian (co pokazuje pochylenie linii $b_i=1$). Natomiast MZK odmian Mundo i Fidelio jest coraz mniejsza (dla tych odmian $b_i < 0$), co wskazuje na to, że odmiany te osiągają duże wartości MZK w niekorzystnych warunkach pogodowych. Odmiany niestabilne, o małych wartościach MZK reprezentuje odmiana

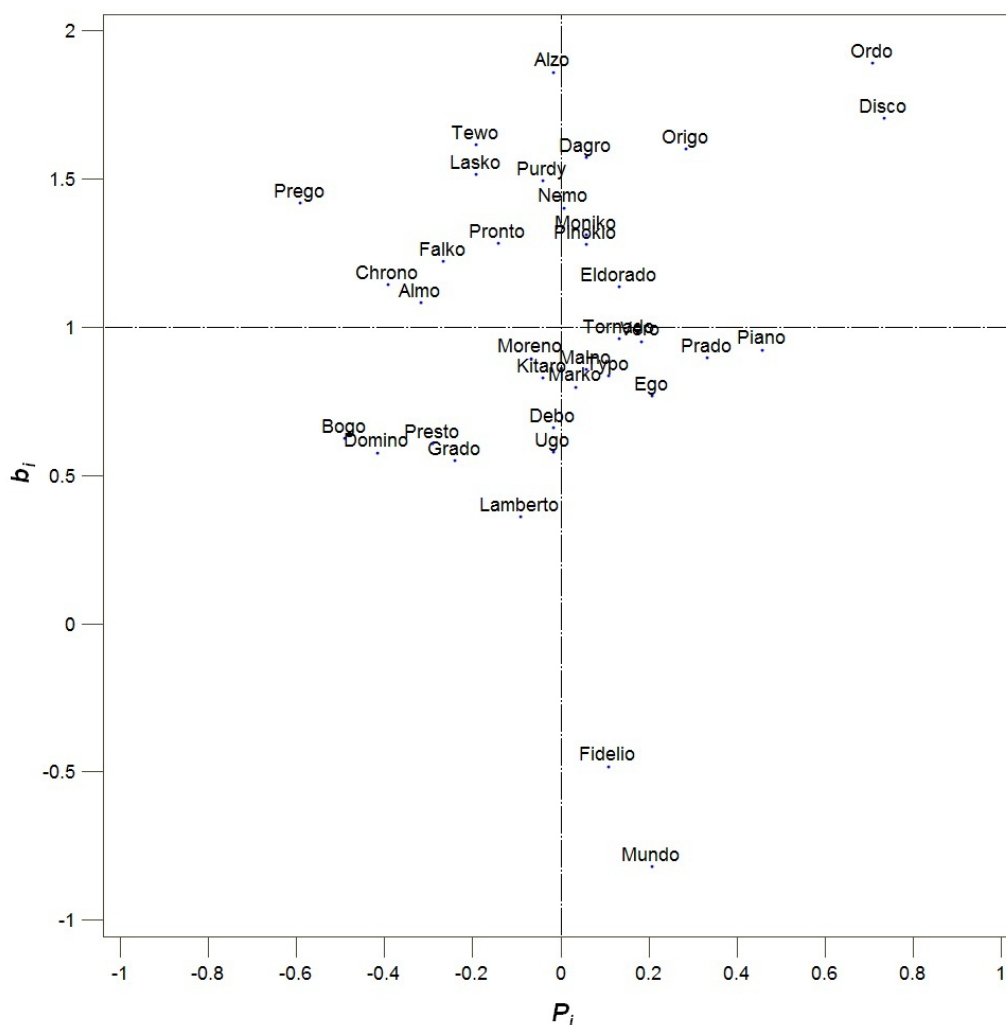
Lasko (grupa IV). Prosta regresji dla tej odmiany w większej części przebiega pod linią $b_i=1$ i ma od niej większe nachylenie.



Rys. 4. Wykres regresji Eberhart – Russella dla masy 1000 ziaren dla wybranych odmian pszenżyta ozimego

Fig. 4. Eberhart – Russell regression plot of 1000-grains weight for chosen winter triticale varieties

Na wykresie współczynników regresji Eberharta – Russella względem indeksu genotypowego P_i (rys. 5) odmiany stabilne są położone blisko linii poziomej dla współczynnika regresji $b_i=1$. Dla odmiany osiągających wysokie wartości badanej cechy wartości indeksów genotypowych P_i są dużo większe od 0. Natomiast dla odmian o niskich wartościach cechy $P_i < 0$. Odmiany Piano i Vero (grupa I) są stabilne (leżą blisko linii poziomej $b_i=1$) i przyjmują duże wartości MZK ($P_i > 0$). Odmiany z grupy III są najbardziej oddalone od linii $b_i=1$, ale ich położenie jest różne. Dla odmian Ordo i Disco współczynniki regresji $b_i > 1$, co wcześniej zostało zinterpretowane przy wykresach regresji Eberharta – Russella (rys. 3), natomiast dla odmian Mundo i Fidelio $b_i < 1$ (również w tym przypadku opis pozostaje taki sam, jak dla wykresów regresji). Wartości b_i i P_i dla wszystkich odmian umieszczono w tabeli 1.



Rys. 5. Porównanie wartości współczynnika regresji Eberharta – Russella b_i z indeksem genotypowym P_i dla masy ziaren z kłosa dla 36 odmian pszenżyta ozimego

Fig. 5. The comparison between Eberhart – Russell regression coefficient b_i and genotype index P_i of grain weight per spike for 36 winter triticale varieties

Miara ekwalencji Wricke'a W_i (tab. 1) pokazuje udział każdej odmiany w całkowitej sumie kwadratów dla interakcji genotypowo-środowiskowej $G \times E$. W celu uproszczenia interpretacji wyników wartości W_i przedstawiono w procentach (Sharma, 2006). Wartości W_i bliskie 0% wskazują odmiany stabilne. Dla odmian z grup I–IV, wskazanych jako stabilne pod względem MZK przez wyżej opisane miary, otrzymano wyniki: Piano ($W_i=0,22\%$), Vero ($W_i=0,01\%$), Almo ($W_i=0,39\%$), Chrono ($W_i=0,13\%$), co potwierdza

stabilność tych odmian na warunki pogodowe. Natomiast dla odmian wskazanych wyżej jako niestabilne otrzymano wartości: Mundo ($W_i = 25,84\%$), Fidelio ($W_i = 10,73\%$), Ordo ($W_i = 5,62\%$), Disco ($W_i = 4,00\%$), Lasko ($W_i = 3,05\%$), co potwierdza wcześniej uzyskane wyniki. Wartości ekowalencji Wricke'a (W_i) dla pozostałych odmian zamieszczono w tabeli 1.

Złożony miernik stabilności Hansona D_i (tab. 1) pokazuje dla każdej odmiany różnicę pomiędzy zmiennością pochodzącą od interakcji genotypowo-środowiskowej $G \times E$ a wyrażoną poprzez wartości współczynnika regresji Eberharta i Russella b_i . Im wartość D_i jest mniejsza na tle wyników dla pozostałych obiektów, tym odmiana jest bardziej stabilna. Dla odmian z grup I i II (stabilnych względem MZK) otrzymano wartości D_i : Piano $D_i = 0,86$, Vero $D_i < 0,01$, Almo $D_i = 0,06$, Chrono $D_i = 0,03$, co potwierdza stabilność tych odmian określoną również za pomocą tego parametru. Dla odmian niestabilnych (grupa III i IV) stwierdzono odpowiednio: Mundo $D_i = 3,46$, Fidelio $D_i = 1,4$, Ordo $D_i = 0,82$, Disco $D_i = 0,58$, Lasko $D_i = 0,87$. Wyliczone wartości złożonego miernika stabilności Hansona D_i dla pozostałych odmian przedstawiono w tabeli 1.

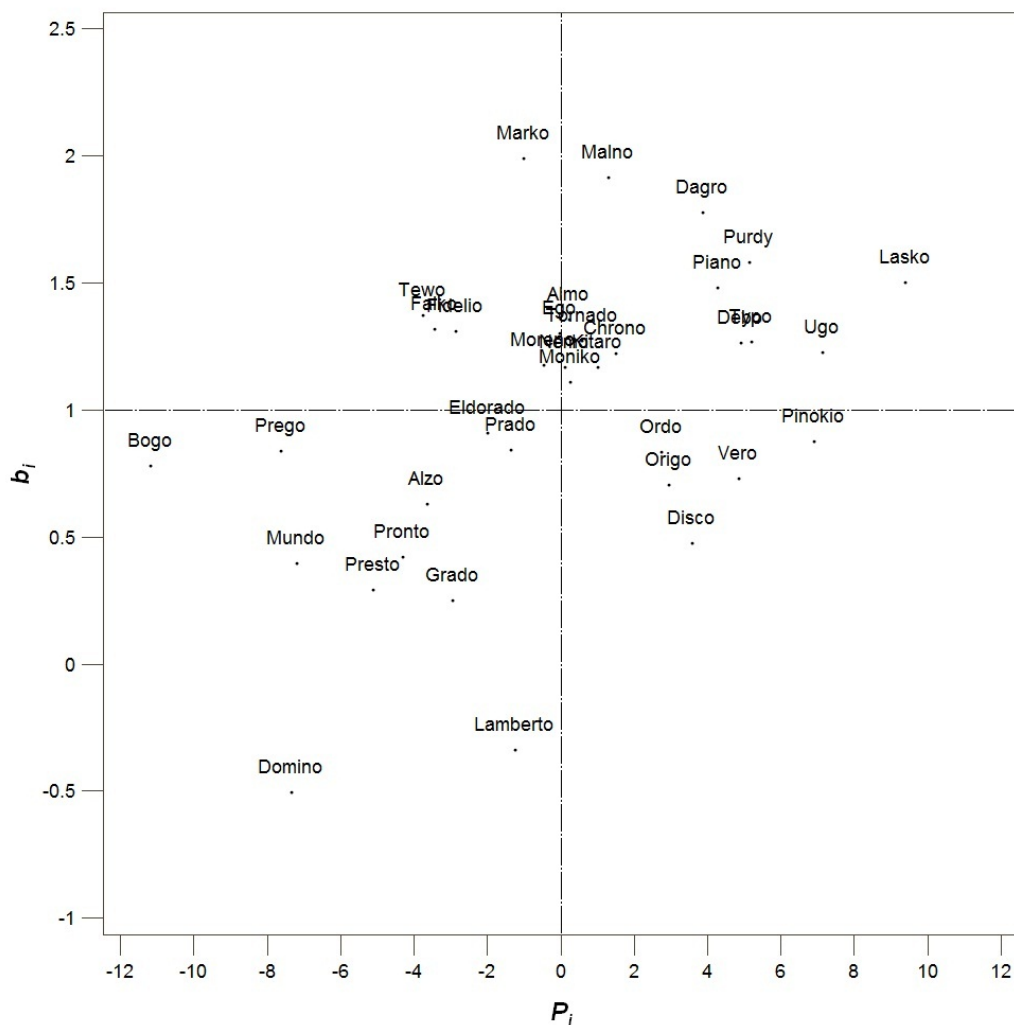
Wyniki uzyskane czterema prezentowanymi metodami badania stabilności MZK dla odmian z grup I–IV są całkowicie zbieżne. Jednakże odmiany, których położenie na wykresie biplot typu GGE nie wskazuje jednoznacznie na ich stabilność lub niestabilność, mogą zostać określone jako stabilne lub niestabilne przez pozostałe parametry prezentowane w pracy. Przykładem jest odmiana Lamberto, której położenie na wykresie biplot dla MZK wskazuje na jej „średnią” stabilność (oznaczenie AS w tab. 1), natomiast wartości współczynnika regresji Eberharta i Russella $b_i = 0,36$ oraz ekowalencji Wricke'a $W_i = 4,86\%$ wskazują na jej labilność.

Dla masy 1000 ziaren MTZ, analogicznie jak dla MZK, wyznaczono cztery grupy odmian na podstawie wykresu biplot typu GGE (rys. 2):

- grupa I (odmiany o dużych wartościach MTZ i stabilne): Ugo, Typo, Debo, Piano,
- grupa II (odmiany o małych wartościach MTZ i stabilne): Presto, Prego,
- grupa III (odmiany o dużych wartościach MTZ i niestabilne): Lasko,
- grupa IV (odmiany o małych wartościach MTZ i niestabilne): Bogo, Pronto.

Wykres funkcji regresji według modelu Eberharta – Russella (rys. 4) oraz wykres regresji Eberharta – Russella względem indeksu genotypowego P_i (rys. 6) dla wydzielonych grup odmian I–IV nie potwierdzają całkowicie wyników uzyskanych za pomocą metody biplot. Wyniki dotyczące grupy I są zbieżne. Dla odmiany Prego z grupy II wyniki są zgodne, natomiast odmiana Presto według regresji Eberharta – Russella jest niestabilna. Podobnie częściowa niezgodność wystąpiła w grupie IV. Odmiana Bogo według regresji Eberharta – Russella jest odmianą stabilną, podobnie jak odmiana Lasko określona przez biplot jako bardzo niestabilna.

Wartości ekowalencji Wricke'a W_i (tab. 1) dla wszystkich badanych odmian są dość wyrównane (min $W_i = 1,7\%$, max $W_i = 4,2\%$). Odmiany z grupy I zostały uznane jako „średnio” stabilne, a z grupy II i IV jako stabilne. Natomiast wartość W_i dla odmiany Lasko potwierdza wynik uzyskany na podstawie biplotu typu GGE.



Rys. 6. Porównanie wartości Współczynnika regresji Eberharta – Russella b_i z indeksem genotypowym P_i dla masy 1000 ziaren dla 36 odmian pszenżyta ozimego

Fig. 6. The comparison between Eberhart – Russell regression coefficient b_i and genotype index P_i of 1000-grains weight for 36 winter triticale varieties

Złożony miernik stabilności Hansona D_i (tab. 1) nie potwierdza stabilności odmian z grupy I oraz odmiany Prego z grupy II. Natomiast potwierdza niestabilność odmian z grupy III i IV.

Wartości wyznaczanych parametrów stabilności dla pozostałych odmian są podane w tabeli 1.

Metody badania stabilności dają często rozbieżne wyniki (Becker i Leon, 1988). W celu rzetelnej oceny stabilności obiektów wskazane jest jednoczesne stosowanie kilku miar opartych na różnych modelach statystycznych. Do analizy tych samych danych doświadczalnych badacze zwykle stosują kilka metod jednowymiarowych łącząc metody parametryczne z nieparametrycznymi (Bhargava i in., 2008; Bujak i in., 2008; Mohammadi i Amri, 2008; Mut i in., 2010; Ukalska i in., 2011). Metody jednowymiarowe badania stabilności są dosyć często stosowane. Jak pokazano w pracy metody jednowymiarowe z powodzeniem można łączyć również z metodami wielowymiarowymi. Takie podejście zastosowali Alwala i in. (2010), którzy analizowali podobieństwo wyników uzyskanych metodą biplot GGE z modelem regresji Eberharta – Russella.

WNIOSKI

1. Wśród 36 odmian pszenżyta ozimego zarejestrowanych przez COBORU w latach 1982–1999 odmianami stabilnymi na warunki pogodowe osiągającymi wysokie wartości masy ziaren z kłosa były: Piano, Vero i Tornado. Natomiast odmiany Mundo, Fidelio, Ordo i Disco były niestabilne, ale charakteryzowały się dużymi wartościami masy ziaren z kłosa.
2. Odmiany Mundo i Fidelio niestabilne pod względem masy ziaren z kłosa osiągały większe wartości tej cechy w niekorzystnych warunkach pogodowych.
3. Pod względem masy 1000 ziaren, odmianami stabilnymi i osiągającymi duże wartości badanej cechy były Ugo, Typo, Debo i Piano. Natomiast odmiana Lasko o najwyższych wartościach masy 1000 ziaren była odmianą niestabilną.
4. Odmiana Piano była stabilna i przyjmowała duże wartości obu badanych cech plonotwórczych. Podobnie stabilne odmiany Ego i Tornado przyjmujące duże wartości masy ziaren z kłosa i średnie wartości masy 1000 ziaren.
5. Zastosowane metody badania stabilności nie zawsze dają zgodne wyniki, gdyż oparte są na dwóch różnych modelach: modelu addytywnym będącym podstawą dla wykresów biplot typu GGE i miary ekwalencji Wricke’a oraz modelu Eberharta – Russella, który wykorzystywany jest przez złożony miernik stabilności Hansona. Przy wyznaczaniu obiektów stabilnych wskazane jest korzystanie z kilku metod badania stabilności. Jak pokazano w pracy metody jednowymiarowe można stosować jednocześnie z metodami wielowymiarowymi.

LITERATURA

- Alwala S., Kwolek T., McPherson M., Pellow J., Meyer D. 2010. A comprehensive comparison between Eberhart and Russell joint regression and GGE biplot analyses to identify stable and high yielding maize hybrids. *Field Crops Research* 119: 225 — 230.
- Bhargava A., Shukla S., Ohri D. 2008. Genotype × environment interaction studies in *Chenopodium album* L.: an underutilized crop with promising potential. *Communications in Biometry and Crop Science* 3 (1): 3 — 15.
- Bujak H., Jedyński S., Kaczmarek J. 2008. Ocena stabilności plonowania odmian żyta ozimego na podstawie parametrycznych i nieparametrycznych metod. *Biul. IHAR* 250: 189 — 201.
- Eberhart S. A., Russell W. A. 1966. Stability parameters for comparing varieties. *Crop Sci.* 6: 36 — 40.

- Finlay K. W., Wilkinson G. N. 1963. The analysis of adaptation in a plant breeding programme. *J. Agric. Res.* 14: 742 — 754.
- Gabriel K. R. 1971. The biplot graphic display of matrices with application to principal component analysis. *Biometrika* 58: 453 — 467.
- Gauch jr. H. G. 1992. *Statistical analysis for regional yield trials: AMMI analysis of factorial designs*. Elsevier, Amsterdam, The Netherlands.
- Hanson W. D. 1970. Genotypic stability. *Theor. Appl. Genet.* 40: 226 — 231.
- Jolliffe I. T. 1972. Discarding variables in a principal component analysis. I: Artificial data. *applied statistics* 21: 160 — 173.
- Kang M. S. 1993. Simultaneous selection for yield and stability in crop performance trials: consequences for growers. *Agron. J.* 85: 754 — 757.
- Lin C. S., Binns M. R., Lefkovich L. P. 1986. Stability analysis: where do we stand. *Crop Sci.* 26: 894 — 900.
- Mohammadi R., Amri A. 2008. Comparison of parametric and non-parametric methods for selecting stable and adapted durum wheat genotypes in variable environments. *Euphytica* 159: 419 — 432.
- Mut Z., Gülümser A., Sirat A. 2010. Comparison of stability statistics for yield in barley (*Hordeum vulgare* L.). *African Journal of Biotechnology* 9 (11): 1610 — 1618.
- SAS Institute Inc., 2008. *SAS/STAT® 9.2 User's Guide*. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Perkins J. M., Jinks J. L. 1968. Environmental and genotype-environmental components of variability III. Multiple lines and crosses. *Heredity* 23: 339 — 356.
- Rao C. R. 1973. *Linear Statistical Inference and Its Applications*. John Wiley & Sons, Inc., New York.
- Sharma J. R. 2006. *Statistical and biometrical techniques in plant breeding*. New Age International.
- Shukla G. K. 1972. Some aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. *Heredity* 28: 237 — 245.
- Ukalska J., Śmiałowski T., Ukalski K. 2011. Porównanie parametrycznych i nieparametrycznych miar stabilności na podstawie wyników doświadczeń wstępnych z żytem ozimym. *Biul. IHAR* 260/261: 263 — 272.
- Ukalski K., Śmiałowski T., Ukalska J. 2010 a. Analysis of oat yield environments using graphical GGE method. *Colloquium Biometricum* 40: 81 — 93.
- Ukalski K., Śmiałowski T., Ukalska J. 2010 b. Analiza plonowania i stabilności genotypów owsa za pomocą metody graficznej typu GGE. *Żywność. Nauka, Technologia, Jakość* R. 17, 3: 127 — 140.
- Wricke G., 1962. Über eine Methode zur Erfassung der Okologischen Streubreite in Feldversuchen. *Z. Pflanzenzucht.* 47: 92 — 96.
- Yan W., Hunt L. A., Sheng Q., Szlavnic Z. 2000. Cultivar evaluation and mega environment investigation based on the GGE biplot. *Crop Sci.* 40: 597 — 605.
- Yates F., Cochran W. G. 1938. The analysis groups of experiments. *J. Agric. Sci.* 28: 556 — 580.