

TADEUSZ OLEKSIAK<sup>1</sup>  
DAGMARA BRONISZ<sup>1</sup>  
DARIUSZ R. MAŃKOWSKI<sup>1</sup>  
MARZENA IWAŃSKA<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Pracownia Ekonomiki Nasiennictwa i Hodowli Roślin, Zakład Nasiennictwa i Nasionoznawstwa, Instytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin — PIB w Radzikowie

<sup>2</sup> Katedra Doświadczalnictwa i Bioinformatyki, Wydział Rolnictwa i Biologii, Szkoła Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

## Analiza stabilności plonowania i stopnia szerokiej adaptacji wybranych odmian pszenżyta ozimego (*× Triticosecale* Witt.) na podstawie danych produkcyjnych

### Analysis of yielding stability and wide adaptation degree of selected winter triticale (*× Triticosecale* Witt.) cultivars based on field production data

Pszenżyto ozime jest jednym z najpowszechniej uprawianych zbóż w Polsce (1 302 tys. ha w roku 2015). Jego plony wzrastają przy jednoczesnym wzroście obserwowanej zmienności plonów pomiędzy kolejnymi sezonami uprawy. W związku z ograniczaniem możliwości zwiększania plonów pszenżyta metodami agrotechnicznymi, rośnie znaczenie doboru odmian pod względem plonowania oraz reakcji na zmieniające się warunki uprawy. Celem pracy była ocena stabilności i adaptacji głównych odmian pszenżyta ozimego uprawianych w latach 1992–2016 w gospodarstwach rolnych na terenie Polski. Do badań wykorzystano dane pochodzące z badań ankietowych. Analizę stabilności przeprowadzono w oparciu o model mieszany analizy wariancji Scheffégo-Calińskiego i model regresji łącznej Calińskiego-Kaczmarka. Do oceny adaptacji odmian wykorzystano miary: nadrzędności plonowania  $i$ -tej odmiany  $P_i$ , miarę niezawodności przewagi plonowania  $i$ -tej odmiany  $\hat{R}_i$  (tzw. miarę Eskridge'a) oraz miarę Kanga  $YS_i$ .

**Słowa kluczowe:** badania ankietowe, interakcja genotypowo–środowiskowa, pszenżyto ozime, stabilność plonowania odmiany, stopień szerokiej adaptacji odmian

Winter triticale is one of the most widely cultivated cereals in Poland (1 302 thousand hectares in 2015). Its yield increases, while the observed yield variation between vegetation seasons is also increasing. Due to the limitation of improvement of crop yields of triticale by agrotechnical methods, cultivar selection and shape of the yield response of the cultivar to varying growing conditions is becoming increasingly important. The aim of the study was to evaluate the stability and adaptation of

the main winter triticale cultivars grown between years 1992 and 2016 on farms in Poland. The data from survey investigation were used for the study. The stability analysis was based on the mixed ANOVA model of Scheffé-Caliński and the Caliński-Kaczmarek joint regression model. The following measures were used to assess the adaptation of varieties: the superiority of yielding  $i$ -th cultivar  $P_i$ , the measure of the yield advantage of the  $i$ -th cultivar  $\hat{R}_i$  (the so-called Eskridge measure) and the Kang  $YS_i$  measure.

**Key words:** genotype  $\times$  environment interaction (GEI), survey investigation, wide adaptation degree of cultivars, winter triticale, yield stability of cultivar

## WSTĘP

Postęp hodowlany, odporność na porażenie patogenami, doskonalenie technologii a także specyficzne warunki glebowo-klimatyczne Polski sprawiły, że pszenżyto w stosunkowo krótkim czasie stało się drugim zbożem w kraju zarówno pod względem powierzchni uprawy jak i wielkości produkcji. Duży udział gleb lekkich, a jednocześnie bardzo ograniczona ilość opadów, często zawężyły praktyczne możliwości uprawy zbóż do jednego gatunku jakim było mało wymagające żyto. Alternatywnym rozwiązaniem dla tego gatunku, a także dla pszenicy paszowej uprawianej na słabszych stanowiskach stało się pszenżyto (Oleksiak i Arseniuk, 2006).

Daje się zauważyć wzrost plonu pszenżyta ozimego przy jednocześnie zwiększonej zmienności plonów między kolejnymi sezonami uprawy, co świadczy o dużym wpływie niezależnych warunków środowiskowych na uzyskiwane efekty uprawy. Wraz z wyczerpywaniem się możliwości zwiększania plonów metodami agrotechnicznymi, w coraz większym stopniu to czynnik odmianowy decyduje o wzroście plonowania pszenżyta.

Z punktu widzenia producenta najważniejszymi cechami uprawianych odmian są cechy powiązane z kształtowaniem się plonu oraz sam plon ziarna. Cechy te mogą jednak wykazywać interakcję ze zmieniającymi się warunkami środowiska. Ta interakcja wyraża się odmiennym zróżnicowaniem (i zwykle różnym rankingiem) odmian pod względem danej cechy w poszczególnych środowiskach. W przypadku cech ilościowych należy rozpatrywać ich stabilność w sensie rolniczym (dynamicznym). Jak podają Becker i Léon (1988) odmiany stabilne w sensie rolniczym to takie, które nie wykazują istotnych odchyłań od przewidywanych efektów wynikających ze zmiennych warunków środowiska. Iwańska (2010) definiuje stabilność plonowania odmiany w sensie rolniczym jako jej własność relatywną, określającą kształt reakcji plonu na środowiska w stosunku do innych odmian i może być ona odmienna, zależnie od grupy badanych odmian i zestawu środowisk badanych w doświadczeniu. Szeroką adaptacją odmiany określamy zdolność odmiany do relatywnie wysokiej produktywności, wyrażonej zdolnością do tworzenia plonu na relatywnie wysokim poziomie w zmiennych warunkach środowiskowych rejonu, lat lub systemów uprawy.

Celem pracy była ocena stabilności plonowania i stopnia szerokiej adaptacji odmian pszenżyta ozimego uprawianych w latach 1992–2016 w gospodarstwach rolnych na terenie całej Polski, w zmiennych warunkach środowiskowych, przy założeniu, że zmienne warunki środowiskowe były losowymi czynnikami pogodowymi występującymi w rozpatrywanych latach uprawy.

## MATERIAŁ I METODY

Materiał do badań stanowiły wyniki badań ankietowych gospodarstw indywidualnych z lat 1992–2003, 2008–2013 oraz 2015–2016. Badania ankietowe prowadzono w gospodarstwach indywidualnych prowadzących rachunkowość rolniczą (obecnie FADN) na potrzeby Instytutu Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej — PIB w Warszawie. Rocznie badaniami ankietowymi obejmowano od 300 do 600 gospodarstw indywidualnych.

Ankiety wypełniane były przez inspektorów rachunkowości rolnej IERiGŻ (do roku 2000) oraz przez pracowników Wojewódzkich Ośrodków Doradztwa Rolniczego (po roku 2000). Każda ankieta w postaci karty obejmowała jedno gospodarstwo, a każdy wiersz tej ankiety dotyczył jednego pola, czyli uprawy jednej odmiany jednego gatunku roślin uprawnych. Formularz ankiety składał się z 24 pytań (rubryk) dotyczących upraw polowych oraz 7 pytań metryczki dotyczących informacji o gospodarstwie. Na podstawie zebranych informacji wyznaczono między innymi:

- jakość stanowiska wyrażoną w punktach waloryzacji rolniczej przestrzeni produkcyjnej (Witek, 1981),
- termin siewu przeliczany na liczbę dni, które upłynęły od dnia 1 stycznia,
- termin zbioru przeliczany na liczbę dni, które upłynęły od dnia 1 stycznia.

Zebrane w ten sposób dane były digitalizowane w postaci dwuwymiarowej („płaskiej”) bazy danych i zapisywane w formacie d-Base oraz Ms Excel.

Tabela 1

**Wykaz odmian pszenżyta ozimego uwzględnionych w badaniach**  
**List of winter triticale cultivars chosen for the investigation**

Oznaczenie Designation	Odmiana Cultivar	Rok rejestracji Year of registration	Rok wykreślenia z rejestru Year of removal from registry	Właściciel / hodowca Owner / breeder	Kraj Country
2	Grado	1984	1991	DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.	PL
3	Dagro	1985	1999	DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.	PL
4	Algoso	2007		DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.	PL
5	Bolero	1986	1995	DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.	PL
6	Malno	1987	2000	Hodowla Roślin Strzelce sp. z o.o. Grupa IHAR	PL
9	Presto	1989		DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.	PL
11	Moreno	1992	2001	DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.	PL
15	Bogo	1993	2006	Hodowla Roślin Strzelce sp. z o.o. Grupa IHAR	PL
17	Tornado	1996		Hodowla Roślin Strzelce sp. z o.o. Grupa IHAR	PL
18	Fidelio	1997	2011	DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.	PL
20	Lamberto	1998	2007	DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.	PL
22	Woltario	2000	2011	DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.	PL
27	Baltiko	2006	2015	DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.	PL
29	Grenado	2007	2017	DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.	PL
32	Magnat	2000	2015	DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.	PL
33	Moderato	2004	2014	DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.	PL
37	Sorento	2002		DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.	PL
40	Witon	2002		Hodowla Roślin Strzelce sp. z o.o. Grupa IHAR	PL
43	Borwo	2008		Hodowla Roślin Strzelce sp. z o.o. Grupa IHAR	PL
44	Leontino	2008		DANKO Hodowla Roślin sp. z o.o.	PL
45	Pigmej	2008		Hodowla Roślin Strzelce sp. z o.o. Grupa IHAR	PL

Do badań wybrano informacje dotyczące pól na których uprawiano pszenżyto ozime. Następnie przeprowadzono redukcję przypadków polegającą na wyczyszczeniu zbioru danych z przypadków zawierających braki danych oraz z przypadków zawierających dane niewiarygodne lub błędne. Następnie z pozostałych obserwacji wybrano przypadki odnoszące się do odmian, dla których liczba pól na których były uprawiane przez okres co najmniej 5 lat była równa co najmniej 5 rocznie. Zbiór danych do analizy zawierał finalnie informacje o 21 odmianach pszenżyta ozimego uprawianych łącznie na 2 713 polach uprawnych. Lista badanych odmian oraz informacje o ich pochodzeniu zamieszczono w tabeli 1.

W przeprowadzonych analizach poszczególne lata badań traktowano jako środowiska, gdzie każdy rok reprezentował losowy układ warunków pogodowych wpływających na obserwowane efekty uprawy pszenżyta ozimego. Mądry i in. (2006) wskazują, że interakcja genotyp (odmiany)  $\times$  lata można zdefiniować jako niejednakową reakcję średniej cechy genotypów (odmian) na warunki pogodowe oraz presję chorób i szkodników w różnych latach. Aby uniknąć wpływu innych warunków otoczenia, takich jak warunki siedliska czy stosowana agrotechnika, analizę stabilności plonowania badanych odmian wykonano na plonach poprawionych, nieobciążonych wpływem warunków siedliskowo-agrotechnicznych. Do wyznaczenia plonów poprawionych wykorzystano metodę opartą na analizie regresji wielorakiej (Oleksiak i Mańkowski, 2007; Mańkowski, 2009; Mańkowski i Laudański 2009).

Tabela 2

**Podsumowanie analizy regresji wielorakiej plonu i czynników produkcji**  
**Summary of multiple regression analysis of yield and production factors**

Rok Year	Statystyka F dla modelu Models F statistic	Poprawiony $R^2$ Adjusted $R^2$	Cząstkowe współczynniki regresji Partial coefficients of regression					ilość wysiewu sowing number
			pH gleby soil pH	nawożenie organiczne manure	nawożenie fertilization			
					N	P	K	
1992	5,1247**	0,3852	0,3612	0,3049	0,0445	0,0449	0,0104	0,0422
1993	2,3991**	0,1780	0,2829	-1,6687	0,0247	0,0437	-0,0590	0,0676
1994	3,7042**	0,2389	2,4596	-0,3560	-0,0101	0,0135	0,0455	0,0043
1995	4,2155**	0,2669	0,9655	-1,3441	0,1350	0,1778	-0,1113	0,0256
1996	4,8534**	0,3129	0,8809	-0,8045	-0,0153	0,0584	0,0610	-0,0141
1997	5,2246**	0,3195	2,8162	-1,3744	0,0357	-0,0231	0,1575	-0,0841
1998	5,3045**	0,3565	2,2570	0,5487	0,0358	0,0020	0,0871	-0,0134
1999	8,2805**	0,4580	0,9948	-0,2307	0,0628	-0,0432	0,0648	0,0192
2000	2,7230**	0,1630	1,5183	0,2046	-0,0469	-0,1050	0,1253	0,0509
2001	4,7051**	0,2573	-0,4352	0,2420	0,1142	-0,0067	0,0292	-0,0452
2002	4,3755**	0,2568	1,0805	-0,5513	0,0565	-0,0820	0,0960	0,0382
2003	4,0176**	0,2305	1,3392	-0,4635	0,0572	0,0179	0,0502	0,0522
2008	9,3966**	0,3801	-1,5459	-0,1812	0,0823	0,0695	0,0496	0,0126
2009	4,8253**	0,2515	-1,7897	-0,3318	0,0965	0,0030	-0,0151	0,0901
2010	10,1474**	0,3097	0,1804	-0,0863	0,0682	-0,1187	0,1057	-0,0521
2011	9,3035**	0,2942	0,2500	-0,2764	0,0078	0,0163	0,0205	0,0402
2012	3,7485**	0,1903	1,1657	-0,3355	0,1355	-0,1338	0,0633	0,0055
2013	13,3943**	0,4669	-2,4938	-0,8853	0,2655	-0,0646	0,0410	-0,0327
2015	4,3262**	0,3346	1,0479	-0,5175	0,0412	-0,1222	0,0326	0,0128
2016	2,2373*	0,1545	0,7605	-0,1362	0,0627	-0,1395	0,1396	0,0797

Rok Year	Statystyka F dla modelu Models F statistic	Poprawiony $R^2$ Adjusted $R^2$	Cząstkowe współczynniki regresji Partial coefficients of regression						
			liczba zabiegów number of usage			jakość gleby soil quality	termin siewu sowing date	termin zbioru harvesting date	materiał siewny sowing material
			herbicydami herbicides	fungicydami fungicides	insektycydami pesticides				
1992	5,1247**	0,3852	9,8333	1,7799	—	0,1392	-0,1237	-0,0342	1,4414
1993	2,3991**	0,1780	7,3650	10,0361	-27,8667	0,0290	0,1661	-0,0799	-3,1291
1994	3,7042**	0,2389	5,6963	3,8390	-5,5358	0,1192	0,0519	0,1188	-3,0707
1995	4,2155**	0,2669	2,4348	-2,0269	—	0,2126	0,1064	-0,2408	-3,3520
1996	4,8534**	0,3129	0,5722	1,6760	0,3400	0,1414	-0,2100	-0,2815	-1,6796
1997	5,2246**	0,3195	4,2133	1,7547	10,7189	0,0315	0,1368	0,1345	0,1778
1998	5,3045**	0,3565	2,6395	1,9588	-2,7514	0,2081	0,0935	0,0780	-1,5620
1999	8,2805**	0,4580	7,4862	-1,2083	-0,3358	0,1136	0,1404	-0,4529	-3,3469
2000	2,7230**	0,1630	0,6390	1,2334	5,1499	0,2737	-0,0017	-0,0639	0,1826
2001	4,7051**	0,2573	2,3363	-1,4921	5,2404	0,0891	0,0818	0,1922	-1,2246
2002	4,3755**	0,2568	1,6507	2,4159	0,1622	0,1472	0,1056	-0,0014	-2,7972
2003	4,0176**	0,2305	5,2783	3,9841	-3,7736	0,1717	-0,2456	0,1829	-2,5727
2008	9,3966**	0,3801	5,7209	1,6821	-9,9114	0,2285	-0,1798	-0,0920	-1,2701
2009	4,8253**	0,2515	-3,9948	4,3384	2,1763	0,2004	0,2096	-0,1755	-2,0019
2010	10,1474**	0,3097	-0,5082	1,0872	4,3881	0,1529	0,2780	-0,1066	-2,3288
2011	9,3035**	0,2942	4,2046	4,4594	2,3116	0,3047	0,2411	-0,0454	-0,7311
2012	3,7485**	0,1903	-0,0440	1,2735	-3,2375	0,1354	-0,0181	-0,0776	-1,2460
2013	13,3943**	0,4669	-3,7103	1,1263	0,9768	0,1724	0,1431	0,0872	-2,0662
2015	4,3262**	0,3346	-3,4137	2,4282	3,1771	0,2991	-0,0055	0,1932	-1,6802
2016	2,2373*	0,1545	-3,5342	-1,3472	6,0959	0,1199	0,0652	0,4112	-1,3204

\* istotne przy  $p < 0,05$  / significant at  $p < 0,05$ ;\*\* istotne przy  $p < 0,01$  / significant at  $p < 0,01$ 

Analizę regresji wielorakiej przeprowadzono oddzielnie dla każdego roku (tab. 2), a uzyskane cząstkowe współczynniki regresji posłużyły do oszacowania plonów poprawionych względem przeciętnych wartości analizowanych czynników produkcji. Te plony poprawione ( $\bar{x} = 41,69052$ ;  $s^2 = 103,0676$ ;  $CV\% = 24,35\%$ ) były następnie wykorzystane do analiz w miejsce plonów rzeczywistych ( $\bar{x} = 41,69052$ ;  $s^2 = 150,3531$ ;  $CV\% = 29,41\%$ ).

Analizę stabilności plonowania odmian przeprowadzono stosując model mieszany Scheffégo-Calińskiego i model regresji łącznej Calińskiego-Kaczmarka (Scheffé, 1959; Caliński, 1966; Caliński i in., 1979, 1997; Kaczmarek, 1986; Mądry i Rajfura, 2003; Mądry i Kang, 2005). W wyniku przeprowadzonej analizy, badane odmiany podzielono na odmiany plonujące stabilnie (wykazujące bardzo duże podobieństwo kształtu reakcji plonu do średniej środowiskowej reakcji plonu badanych odmian), które reagują zmianą plonu o taką samą wartość, o jaką zmienia się średnia wydajność badanych środowisk tego rejonu (Becker i Léon, 1988; Caliński i in., 1997; Jankowski i in., 2006; Kang, 1998; Mądry, 2003; Mądry i Kang, 2005) oraz na odmiany niestabilne (o istotnej wariancji efektów interakcji GE). Odmiany niestabilne podzielono na odmiany intensywne (reagujące silniej niż proporcjonalnie na warunki środowiskowe), odmiany ekstensywne (reagujące słabiej niż proporcjonalnie na warunki środowiskowe) oraz na odmiany niestabilne nieregularnie reagujące na zmienne warunki środowiska.

Ocenę adaptacji badanych odmian przeprowadzono na podstawie wybranych dwóch ilościowych miar i porządkowej miary stopnia szerokiej adaptacji odmiany (Iwańska i in., 2008, 2009; Iwańska, 2010; Mądry i Iwańska, 2011 a, b) tj.:

- miary nadrzędności plonowania  $i$ -tej odmiany  $P_i$  (Lin i Binns, 1988; Iwańska, 2010),
- miary niezawodności przewagi plonowania  $i$ -tej odmiany  $R_i$  (Eskridge i Mumm, 1992; Iwańska, 2010),
- miary Kanga średniego plonu i jego stabilności  $YS_i$  (Kang, 1993; Iwańska, 2010).

Jak wskazuje Iwańska (2010) w przypadku istotnej interakcji genotyp  $\times$  środowisko badane odmiany są zróżnicowane pod względem średnich plonów, a ich reakcja plonowania na zmienne warunki środowiskowe jest odmienna. Zatem, badane odmiany posiadają zróżnicowany stopień szerokiej adaptacji. W tym celu uzasadniona jest ocena porównawcza stopnia szerokiej adaptacji badanych odmian za pomocą proponowanych miar, a także badanie podobieństwa wyników tej oceny.

Wstępne przetwarzanie danych oraz wyznaczenie wskaźników adaptacji wykonano z użyciem arkusza kalkulacyjnego Ms Excel. Zaawansowane przetwarzanie danych oraz analizy statystyczne wykonano w programie Statistica w wersji 13.1 (Dell Inc., 2016). Analizę interakcji genotypowo-środowiskowej przeprowadzono w programie SERGEN 3 (Caliński i in., 1998).

#### OMÓWIENIE WYNIKÓW I DYSKUSJA

Przeprowadzona analiza wariancji oparta na modelu mieszanym Scheffégo-Calińskiego (S-C) oraz modelu regresji łącznej Calińskiego-Kaczmarka (C-K) (Scheffé, 1959; Caliński, 1966; Caliński i in., 1979, 1997; Kaczmarek, 1986; Mądry i Rajfura, 2003; Mądry i Kang, 2005) wykazała istotny wpływ środowiska (lat) na obserwowane plony pszenżyta ozimego (tab. 3). Stwierdzono również występowanie istotnej interakcji odmiany  $\times$  lata (interakcja  $G \times E$ ). Nie było możliwe, przy zastosowaniu tego podejścia, przetestowanie istotności zróżnicowania pomiędzy badanymi odmianami. Tę niedoskonałość modelu mieszanego S-C wskazali Mądry i Rajfura (2003). Zastosowanie modelu regresji łącznej C-K pozwoliło na rozdzielenie (tab. 3) występującej wariancji interakcyjnej  $G \times E$  na zmienność (wariancję) objaśnianą przez regresję interakcyjną (nie testowane) oraz zmienność (wariancję) związaną z występowaniem odchyleń od regresji interakcyjnej (brak istotnego wpływu).

Szczegółowa analiza interakcji (tab. 4) wykazała, że wśród 21 badanych odmian pszenżyta ozimego, które były najczęściej uprawiane na przestrzeni lat przez gospodarstwa objęte badaniami ankietowymi, dominowały odmiany stabilne w sensie rolniczym. Pod względem oceny efektu głównego wyróżniały się odmiany Grenado, Borwo, Leontino, Fidelio, Baltiko oraz Pigmej, których efekty główne były istotne statystycznie i większe od zera. Oznacza to, że te odmiany plonowały średnio wyżej od przeciętnych plonów pszenżyta ozimego obserwowanych w badaniach. Natomiast najniżej plonowały odmiany Grado, Moreno, Malno, Magnat oraz Tornado, których efekty główne były ujemne i istotne statystycznie. Pozostałe spośród badanych odmian

plonowały na poziomie średnim (brak istotnych różnic względem przeciętnych plonów pszenżyta w doświadczeniu).

Tabela 3

**Wyniki ogólnej analizy wariancji według modelu mieszanego Scheffégo–Calińskiego i modelu regresji łącznej Calińskiego-Kaczmarka**  
**The results of general analysis of variance according to the Scheffé-Caliński mixed model and the Caliński-Kaczmarek joint regression model**

Źródła zmienności Sources of variation	Stopnie swobody Degrees of freedom	Suma kwadratów odchyłeń Sum of squares	Średnie kwadraty odchyłeń Mean squares	Statystyka testowa F F test statistic
E: Środowiska E: Environments	19	6066,63	319,30	33,60**
G: Odmiany G: Cultivars	20	2906,66	145,33	
Interakcja G × E G × E interaction	380	4119,03	10,84	1,14**
w tym — including:				
regresja interakcyjna interaction regression	20	368,14	18,41	
odchylenia od regresji interakcyjnej deviation from interaction regression	360	3296,62	9,16	1,02
Błąd doświadczalny Experimental error	2536		9,50	

\*\* istotne przy  $p < 0,01$ ; significant at  $p < 0.01$

Stwierdzono, że pięć spośród badanych odmian wykazało istotną interakcję ze zmiennymi warunkami środowiska (lat) (tab. 4). Były to: odmiana intensywna Bolero (istotny dodatni współczynnik regresji interakcyjnej), która reagowała relatywnie wyższymi plonami w latach o korzystnych warunkach środowiskowych oraz odmiana ekstensywna Woltario (istotny ujemny współczynnik regresji interakcyjnej) plonująca relatywnie lepiej podczas występowania słabszych warunków środowiskowych. Pozostałe odmiany, tj. Dagro, Fidelio i Moderato uznano za odmiany niestabilne i nieprzewidywalne, których zachowania względem zmiennych warunków środowiska nie da się wyrazić za pomocą funkcji regresji liniowej (interakcyjnej).

W tabeli 5 przedstawiono miary stopnia szerokiej adaptacji dla odmian pszenżyta ozimego, objętych badaniami. Pierwszą rozpatrywaną miarą była średnia obiektowa plonu, według której szereguje się odmiany. Im wyższy plon średni tym odmiana wykazuje rosnący stopień szerokiej adaptacji. Kolejną miarą szerokiej adaptacji była miara nadrzędności plonowania  $P_i$ . Im wartość tej miary jest bliższa zeru tym odmiana posiada wyższy stopień szerokiej adaptacji. Kolejnym badanym parametrem była miara niezawodności plonowania odmiany  $R_i$ , która wyrażała prawdopodobieństwo plonowania danej odmiany powyżej średniej środowiskowej. Odmiana dla której  $R_i$  przyjmuje wartość 1, plonuje powyżej średniej środowiskowej dla całego badanego okresu, zatem taka odmiana wykazuje najwyższy możliwy stopień szerokiej adaptacji. Ostatnim badanym wskaźnikiem szerokiej adaptacji była miara Kanga ( $YS_i$ ). Stanowi ona pewną funkcję ważoną rang zarówno dla średniej genotypowej plonu odmiany oraz wariancji

stabilność. Im wyższa jest wartość  $YS_i$  dla odmiany tym wyższy jest jej stopień szerokiej adaptacji (Mądry i in., 2011 a; Iwańska i in., 2008).

Tabela 4

**Wyniki analizy interakcji G × E**  
**G × E interaction analysis results**

Odmiany Cultivars	Ocena efektu głównego Estimation of main effect	Statystyka F dla efektu głównego F statistic for main effect	Statystyka F dla interakcji ze środowiskiem F statistic for interaction with environment	Współczynnik regresji interakcyjnej Interaction regression coefficient	Statystyka F dla regresji interakcyjnej F statistic for interaction regression	Współczynnik determinacji Determination coefficient
Grado	-5,169	71,38**	1,13	—	—	—
Dagro	-1,823	2,50	1,84*	0,389	1,71	8,65%
Algoso	-0,479	0,74	0,46	—	—	—
Bolero	-0,266	0,08	1,68*	0,566	6,57**	26,75%
Malno	-2,779	25,24**	0,78	—	—	—
Presto	0,858	2,58	0,81	—	—	—
Moreno	-3,653	18,21**	1,41	—	—	—
Bogo	0,574	2,00	0,68	—	—	—
Tornado	-1,491	4,42*	1,09	—	—	—
Fidelio	2,282	11,43**	1,92**	-0,265	2,39	11,70
Lamberto	-1,540	4,02	1,38	—	—	—
Woltario	-0,279	0,10	1,88*	-0,424	3,90*	17,82
Baltiko	1,813	15,08**	0,67	—	—	—
Grenado	7,005	297,56**	0,53	—	—	—
Magnat	-1,998	38,50**	0,28	—	—	—
Moderato	-0,984	1,31	2,56**	0,132	0,33	1,78%
Sorento	1,491	3,18	0,89	—	—	—
Witon	-0,139	0,05	0,76	—	—	—
Borwo	3,505	42,02**	0,93	—	—	—
Leontino	3,168	58,64**	0,31	—	—	—
Pigmej	1,051	10,22**	0,15	—	—	—

\* istotne przy  $p < 0,05$ ; significant at  $p < 0,05$

\*\* istotne przy  $p < 0,01$ ; significant at  $p < 0,01$

Analizując wszystkie badane odmiany stwierdzono, że największa zgodność ich uporządkowania występuje dla odmian o najwyższym stopniu szerokiej adaptacji. Wśród czterech najlepszych odmian, Grenado, Borwo, Leontino oraz Fidelio, rozpatrywane trzy miary stopnia szerokiej adaptacji porządkują odmiany pszenżyta ozimego zgodnie lub dość zgodnie, czyli ranking tych odmian jest podobny pod względem plonu w zmiennych warunkach środowiskowych lat. Porównując ranking odmian według miary  $R_i$  i średniej obiektowej dla plonów badanych 11 odmian, które wykazały relatywnie najwyższy stopień szerokiej adaptacji zaobserwowano relatywnie niższe miejsce w rankingu według miary nadrzędności plonowania  $R_i$  dla odmiany Baltiko w stosunku do odmian Sorento i Pigmej. Odmiana Bolero zajęła relatywnie niższe miejsce w rankingu wg wartości miary  $R_i$  w stosunku do odmiany Woltario. Analizując miarę nadrzędności plonowania w stosunku do średnich obiektowych dla 11 badanych odmian o najwyższym potencjale plonowania, 10 z nich znalazło się na pierwszych pozycjach rankingu względem miary  $P_i$ . Zmiany w uporządkowaniu tych odmian były również niewielkie – Sorento w stosunku do odmiany Pigmej zajęło niższe miejsce, natomiast odmiana Bolero w



rankingu względem miary  $P_i$  zajęła dalszą pozycję w stosunku do pozostałych odmian. Odmiana Witon miała niższą pozycję w rankingu względem miary  $P_i$ . Natomiast w grupie jedenastu odmian o najwyższej wartości miary nadrzędności plonowania znalazła się odmiana Bolero. Miara nadrzędności plonowania  $i$ -tej odmiany  $P_i$  wydaje się być bardzo ciekawym i adekwatnym narzędziem służącym ocenie szerokiej adaptacji odmian. Wyrażona jest ona bowiem w postaci stosunku wariancji plonowania danej odmiany względem maksymalnych plonów środowiskowych. Im mniejsza wartość tej wariancji tym wyższe plony tej odmiany we wszystkich środowiskach. Takie podejście pozwala na jednoczesne uwzględnienie w ocenie adaptacji genotypów lub odmian zarówno wysokości uzyskiwanych plonów (efektów głównych) oraz zmienności wywołanej różną reakcją badanych odmian na zmieniające się warunki środowiska. W tym aspekcie może być alternatywą dla miary Kanga  $YS_i$ .

Tabela 5

**Oszacowanie miar szerokiej adaptacji**  
**Wide adaptation degree estimation**

Odmiany Cultivars	Średnia obiektoowa plonu Mean object yield	Wariancja stabilności Stability variance	Statystyka testowa F dla wariancji stabilności F test statistic for stability variance	Miara nadrzędności plonowania $P_i$ Superiority measure $P_i$	Miara niezawodności przewagi plonowania $\hat{R}_i$ Eskridge's yield reliability measure $\hat{R}_i$	Miara Kanga $YS_i$ Kang's measure $YS_i$
Grado	36,662	7,766	0,817	103,085	0,05	-2
Dagro	40,007	28,915	3,044***	67,092	0,20	-4
Algoso	41,351	6,340	0,667	47,975	0,20	9
Bolero	41,564	19,610	2,064***	49,370	0,30	3
Malno	39,051	6,258	0,659	70,446	0,05	1
Presto	42,689	5,799	0,610	36,944	0,65	15
Moreno	38,178	15,685	1,651**	86,451	0,05	-4
Bogo	41,256	3,135	0,330	46,800	0,30	8
Tornado	40,339	10,602	1,116	62,289	0,30	6
Fidelio	44,112	9,564	1,007	26,882	0,90	20
Lamberto	40,291	12,519	1,318	62,148	0,25	5
Woltario	41,551	16,415	1,728**	47,551	0,50	6
Baltiko	43,644	4,314	0,454	28,014	0,85	18
Grenado	48,835	3,138	0,330	4,377	1,00	24
Magnat	39,832	1,785	0,188	60,965	0,10	2
Moderato	40,846	15,888	1,672**	56,276	0,15	3
Sorento	43,322	14,970	1,576*	34,850	0,90	15
Witon	41,691	8,712	0,917	47,074	0,50	12
Borwo	45,335	5,953	0,627	18,444	0,95	22
Leontino	44,999	3,277	0,345	20,640	0,95	21
Pigmej	42,881	1,881	0,198	32,861	0,90	16

\* istotne przy  $p < 0,10$ ; significant at  $p < 0,10$

\*\* istotne przy  $p < 0,05$ ; significant at  $p < 0,05$

\*\*\* istotne przy  $p < 0,01$ ; significant at  $p < 0,01$

Analizując wszystkie odmian o najwyższych wartościach dla oceny Kanga  $YS_i$  (tab. 5) w stosunku do miary nadrzędności plonowania  $P_i$  można zauważyć, że szeregują one pierwsze osiem odmian w identyczny sposób. Według tych ocen najszerzym stopniem

szerokiej adaptacji charakteryzują się odmiany Grenado, Borwo, Leontino, Fidelio, Baltiko, Pigmej, Sorento oraz Presto. Nieznaczące wahania pojawiają się dla większości odmian o niższym stopniu szerokiej adaptacji, otrzymują one podobną rangę bądź ich pozycja w rankingu spada lub rośnie o jedno lub dwa miejsca względem miary  $P_i$ . Wyjątkiem jest odmiana Tornado zajmująca według  $YS_i$  12 pozycję w rankingu natomiast w stosunku do jej miary nadrzędności plonowania klasyfikuje ją na 17 miejscu.

#### WNIOSKI

1. Wyniki przeprowadzonej analizy stabilności wykazały występowanie istotnej interakcji pomiędzy badanymi odmianami i środowiskiem (latami uprawy) względem uzyskiwanych plonów ziarna.
2. Spośród badanych odmian istotnym dodatnim efektem głównym (plonami istotnie wyższymi niż przeciętne) cechowały się odmiany Grenado, Borwo, Leontino, Fidelio, Baltiko oraz Pigmej. Natomiast istotnymi ujemnymi efektami głównymi (plonami istotnie niższymi niż przeciętne) cechowały się odmiany Grado, Moreno, Malno, Magnat oraz Tornado.
3. Istotną interakcją genotypową ze zmiennymi warunkami panującymi w badanych latach cechowały się: intensywne odmiana Bolero, ekstensywne odmiana Woltario oraz nieprzewidywalne z pomocą prostej regresji interakcyjnej odmiany Dagro, Fidelio oraz Moderato.
4. Ocena stopnia szerokiej adaptacji odmian do warunków uprawy przeprowadzona z zastosowaniem dwóch ilościowych miar i jednej porządkowej miary stopnia szerokiej adaptacji pozwoliła na stwierdzenie, że najwyższym stopniem szerokiej adaptacji do warunków uprawy występujących w badanym okresie wykazały się odmiany Grenado, Borwo, Leontino, Fidelio, Baltiko, Pigmej, Sorento oraz Presto.

#### LITERATURA

- Becker H. C., Léon J. 1988. Stability analysis in plant breeding. *Plant Breed.* vol. 101: 1 — 23.
- Caliński T. 1966. On the distribution of the F-type statistic in the analysis of a group of experiments. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, vol. 28: 526 — 542.
- Caliński T., Czajka S., Kaczmarek Z. 1979. Analiza interakcji genotypowo-środowiskowej. Cz. 3. Zastosowanie analizy regresji oraz analizy składowych głównych. IX Colloquium Metodologiczne z Agrobiometrii PAN, Warszawa: 5 — 28.
- Caliński T., Czajka S., Kaczmarek Z. 1997. A multivariate approach to analysing genotype-environment interactions. In: Krajewski P., Kaczmarek Z. (eds.). *Advances in Biometrical Genetics*. Poznań: 3 — 14.
- Caliński T., Czajka S., Kaczmarek Z., Krajewski P., Siatkowski I. 1998. SERGEN — Analiza serii doświadczeń odmianowych i genetyczno-hodowlanych. Program komputerowy, Poznań, IGR.
- Dell Inc. 2016. Dell Statistica (data analysis software system), version 13. [software.dell.com](http://software.dell.com).
- Eskridge K. M., Mumm R. F. 1992. Choosing plant cultivars based on the probability of outperforming a check. *Theor. Appl. Genet.* vol. 84: 494 — 500.
- Iwańska M. 2010. Przydatność różnych miar statystycznych do oceny stopnia szerokiej adaptacji odmian pszenicy ozimej. Rozprawa doktorska, SGGW, Warszawa.
- Iwańska M., Mądry W., Drzazga T., Rajfura A. 2008. Zastosowanie miar statystycznych do oceny stopnia szerokiej adaptacji odmian pszenicy ozimej na podstawie serii doświadczeń przedrejestranych. *Biul. IHAR* 250: 67 — 86.

- Iwańska M., Mądry W., Rajfura A., Drzazga T. 2009. Porównanie syntetycznych wskaźników stopnia adaptacji odmian na przykładzie serii doświadczeń przedrejestranych z pszenicą ozimą. *Biul. IHAR* 253: 31 — 45.
- Jankowski P., Zieliński A., Mądry W. 2006. Analiza interakcji genotyp-środowisko dla pszenicy ozimej z wykorzystaniem metody graficznej biplot typu GGE. Część I. Podstawy teoretyczne. *Biul. IHAR* 240/241: 53 — 60.
- Kaczmarek Z. 1986. Analiza doświadczeń wielokrotnych zakładanych w blokach niekompletnych. *Roczniki Akademii Rolniczej w Poznaniu, Rozprawy Naukowe*, Poznań.
- Kang M. S. 1993. Simultaneous selection for yield and stability in crop performance trials: Consequences for growers. *Agron. J.* vol. 85: 754 — 757.
- Kang M. S. 1998. Using genotype-by-environment interaction for crop cultivar development. *Advances in Agronomy*, vol. 62: 200 — 252.
- Lin C. S., Binns M. R. 1988. A superiority measure of cultivar performance for cultivar  $\times$  location data. *Can. J. Plant Sci.* vol. 68: 193 — 213.
- Mądry W. 2003. Analiza statystyczna miar stabilności na podstawie danych w klasyfikacji genotypy  $\times$  środowiska. Cz. II. Model mieszany Shukli i model regresji łącznej. *Colloquium Biometryczne* Nr 33: 207 — 220.
- Mądry W., Iwańska M. 2011 a. Ilościowe miary szerokiej adaptacji odmian i ich zastosowanie w doświadczeniach wstępnych z pszenicą ozimą. *Biul. IHAR* 260/261: 81 — 95.
- Mądry W., Iwańska M. 2011 b. Przydatność metod oraz miar statystycznych do oceny stabilności i adaptacji odmian: przegląd literatury. *Biul. IHAR* 260/261: 193 — 218.
- Mądry W., Kang M. S. 2005. Scheffe-Caliński and Shukla Models: Their Interpretation and Usefulness in Stability and Adaptation Analyses. *J. Crop Improv.* vol. 14 (1/2): 325 — 369.
- Mądry W., Rajfura A. 2003. Analiza statystyczna miar stabilności na podstawie danych w klasyfikacji genotypy  $\times$  środowiska. Cz. I. Model mieszany Scheffego-Calińskiego i model regresji łącznej. *Colloquium Biometryczne*, Nr 33: 181 — 205.
- Mądry W., Talbot M., Ukalski K., Drzazga T., Iwańska M. 2006. Podstawy teoretyczne znaczenia efektów genotypowych i interakcyjnych w hodowli roślin na przykładzie pszenicy ozimej. *Biul. IHAR* 240/241: 13 — 32.
- Mańkowski D. R., Ludański Z. 2009. Postęp biologiczny w hodowli, nasiennictwie i produkcji ziemniaka w Polsce. Część 2. Ocena ilościowego postępu hodowlanego i odmianowego na podstawie doświadczeń odmianowych z lat 1957–2003. *Biul. IHAR* 251: 175 — 196.
- Oleksiak T., Arseniuk E. 2006. Current status of Triticale in Poland. 6th International Triticale Symposium, Stellenbosch 3 – 7 September 2006. Program and abstracts of oral and poster presentation: 59 — 60.
- Oleksiak T., Mańkowski D.R., 2007. Wpływ terminu siewu na plonowanie pszenicy ozimej na podstawie wyników badań ankietowych. *Biul. IHAR* 244: 21 — 32.
- Scheffé H. 1959. *The analysis of variance*. John Wiley & Sons, New York.
- Witek T. (red.) 1981. *Waloryzacja rolniczej przestrzeni produkcyjnej Polski według gmin*. IUNG, Puławy.

