

**JAKUB PADEREWSKI**<sup>1</sup>  
**WIESŁAW MĄDRY**<sup>1</sup>  
**WIESŁAW PIŁARCZYK**<sup>2</sup>  
**TADEUSZ DRZAZGA**<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Katedra Doświadczalnictwa i Bioinformatyki SGGW w Warszawie

<sup>2</sup>Katedra Metod Matematycznych i Statystycznych Uniwersytetu Przyrodniczego w Poznaniu

<sup>3</sup>Hodowla Roślin Rolniczych "Nasiona Kobierzyc" Sp. z o.o. w Kobierzycach

## Retrospektywne badanie reakcji plonu odmian pszenicy ozimej na warunki środowiskowe w miejscowościach za pomocą łącznej analizy AMMI i skupień: ocena postępu genetycznego w plonowaniu

### **Retrospective study of yield response to environmental conditions in winter wheat cultivars using combined AMMI and cluster analysis to incomplete data: genetic progress for adaptability**

Analizowano dane plonowania odmian pszenicy ozimej w 14 wielokrotnych seriach doświadczeń przedrejestracyjnych, przeprowadzonych w latach 1991–2004. Spośród nich wybrano 21 odmian (odmian testowanych lub wzorców) badanych w stacjach doświadczalnych przynajmniej w 3 latach. Odmiany te były wyhodowane w latach 1982–2004. Obliczono średnie poprawione plonu ziarna poprzez lata dla odmian w stacjach, w niekompletnej klasyfikacji GL za pomocą estymatora BLUE, uzupełniono tę klasyfikację za pomocą metody EM-AMMI, wykonano analizę AMMI (ang. additive main effects and multiplicative interaction) i analizę skupień (grupującą odmiany o podobnym profilu efektów interakcji GL i podobnej średniej genotypowej plonu). Na tej podstawie określono różne rodzaje reakcji plonu jednorodnych grup odmian pszenicy ozimej na zmienne warunki przyrodnicze w miejscowościach, i tym samym, różne rodzaje ich adaptacji. Metoda łącznej analizy AMMI i skupień, z jej modyfikacjami i uzupełnieniami specyficznymi dla danych niekompletnych, zastosowana na danych z niekompletnej wielokrotnej i wieloletniej serii doświadczeń przedrejestracyjnych z pszenicą ozimą okazała się efektywna do badania rodzajów średniej wieloletniej reakcji plonu odmian na warunki środowiskowe w miejscowościach. Uzyskane wyniki badań są świadectwem osiągniętego postępu genetycznego w Polsce pod względem szerokiej adaptacji odmian, podobnie jak to się stało w innych krajach na świecie.

**Słowa kluczowe:** pszenica ozima, analiza AMMI, analiza skupień, adaptacja odmian, plon

Data for winter wheat grain yield which were analyzed in the paper come from 14 multiple-environment trials (METs), called pre-registration trials, done across the years 1991–2004. Each year,

new tested cultivars entered the trials network but some entries and check-cultivars retained in the network for a few year period. Among them 21 tested and check cultivars, evaluated across at least 3 years period, were taken to these considerations. The entries were released during the years the 1982 to 2004. Adjusted means of grain yield for cultivars in locations across years using BLUE estimator in REML method were calculated. These means constituted an incomplete GL classification. Some missing means in the classification were approximated by the EM-AMMI procedure. The AMMI analysis based on additive main effects and multiplicative interaction fixed model. In the second step of the statistical procedure cluster analysis was performed taking into account estimates of GL interaction effects. This method enables grouping cultivars with similar profiles of GL interaction effects and also similar genotypic means of grain yield. In this way different types of yield response of homogenous cultivar group of winter wheat to variable environmental conditions in locations (types of adaptations) were distinguished. The combined AMMI and cluster analysis including specific modifications for incomplete data was efficient to study patterns of yield response to environmental conditions in winter wheat cultivars using data from incomplete GLY classification obtained in pre-registration trials. As a result of the study, genetic progress was estimated with regard to both yield and its stability and then wide adaptability.

**Key words:** winter wheat, AMMI analysis, cluster analysis, cultivars, adaptation, grain yield

## WSTĘP

Badanie postępu genetycznego (hodowlanego, biologicznego) pod względem plonu i innych najważniejszych cech rolniczych roślin uprawnych w danej skali czasowej i przestrzennej jest konieczne w celu oceny osiągnięć hodowli roślin i jej słabości oraz wytyczenia na przyszłość naukowych i praktycznych priorytetów hodowlanych (Slafer i in., 1993; Lopez-Pereira i in., 1999; Donmez i in., 2001; Trethowan i in., 2002; Fufa i in., 2005; de la Vega i in., 2007 a, b; Sharma i in., 2007; Rodriguez i in., 2008).

Chociaż stosuje się wiele metod badania postępu genetycznego w plonowaniu roślin uprawnych, to jednak najbardziej miarodajne i wiarygodne wyniki uzyskuje się na podstawie wielokrotnej (lub wielokrotnej i wieloletniej), kompletnej serii doświadczeń z odmianami, wytworzonymi w różnych latach w przeciągu dłuższego okresu czasu (Munoz i in., 1998; Austin, 1999; Brancourt-Hulmel i in., 2003; Fufa i in., 2005; De Vita i in., 2007; Giunta i in., 2007).

W ten sposób można ocenić bardziej wszechstronnie charakter postępu genetycznego w plonowaniu danego gatunku roślin, tzn. postęp pod względem stopnia szerokiej i wąskiej adaptacji odmian do zmiennych warunków środowiskowych (Slafer i in., 1993; Munoz i in., 1998; Trethowan i in., 2002; Fufa i in., 2005; Brancourt-Hulmel i in., 2003; Sharma i in., 2007; Rodriguez i in., 2008).

Postęp genetyczny w plonowaniu roślin uprawnych może być także oceniany na podstawie zestawów danych, wybranych z wielokrotnych serii doświadczeń przedrejestrowych i rejestrowych, które były wykonane w wielu latach (Patterson, 1997; Tinker i Yan, 2006; de la Vega i in., 2007 a, b). W takich zbiorach danych powinny znajdować się odmiany, wytworzone w przeciągu dłuższego okresu czasu. Wspomniane dane (średnie z powtórzeń) są uporządkowane w niekompletnej klasyfikacji trójkierunkowej krzyżowej o postaci odmiany  $\times$  miejscowości  $\times$  lata, oznaczonej symbolem GLY (van Eeuwijk i in., 1995; Patterson, 1997; Piepho i Möhring, 2006; de la Vega i in., 2007 a, b). Nawet przy dużym stopniu niekompletności w klasyfikacji danych typu GLY, można przeprowadzić

skutecznie ich analizę statystyczną (wśród analityków hodowlanych nazywaną często analizą retrospektywną — DeLacy i in., 1996 a, b; Tinker i Yan, 2006) oraz odpowiednie wnioski merytoryczne o odmianach i miejscowościach, opierając się na liniowym modelu mieszanym analizy wariancji. Takie modele są opisane w pracach Elandt (1964), Caliński i wsp. (1987 a, b), Searle (1987), Annicchiarico (2002 b), Piepho i Möhring (2005) oraz Smith i wsp. (2005). Do estymacji parametrów modelu mieszanego stosuje się metodę największej wiarygodności REML (Patterson i Thompson, 1971; Searle, 1987; Searle i in., 1992; van Eeuwijk i in., 1995; Patterson, 1997; Piepho i Möhring, 2005; Smith i in., 2005; Piepho i in., 2008). Ta metoda została oprogramowana dla wymienionych modeli w pakietach komputerowych, takich, jak SAS oraz GenStat (SAS Institute, 2000; GenStat 2002).

W analizie niekompletnych danych w klasyfikacji GLY najpierw estymuje się średnie poprawione plonu dla kombinacji odmiany  $\times$  miejscowości (kombinacji GL), stanowiące oceny przeciętnych plonów poprzez lata dla kombinacji GL (van Eeuwijk, 1995; Patterson, 1997; de la Vega i in., 2007 a, b). Następnie można stosować łączną analizę AMMI i skupień na podstawie średnich poprawionych w kompletnej lub niekompletnej klasyfikacji GL (Gauch, 1992, 2006; McLaren, 1996; Alagarswamy i Chandra, 1998; Voltas i in., 1999; Gauch i in., 2008). W ten sposób można wnioskować o różnorodności rodzajów reakcji plonu odmian z różnych okresów hodowli, na przestrzenne warunki środowiskowe w badanym rejonie uprawy. Pozwala to na ocenę postępu genetycznego pod względem plonowania.

Mimo pogorszenia własności statystycznych narzędzi stosowanych przy analizowaniu danych w niekompletnej klasyfikacji trójkierunkowej GLY, wyprowadzane wnioski mają także ważną zaletę merytoryczną. Polega ona na większej miarodajności (sprawdzalności w praktyce rolniczej) ocen plonowania (adaptacji) genotypów i podobieństwa miejscowości w podanym sensie, z powodu uśrednienia plonu poprzez lata badań dla kombinacji GL (Caliński i in., 1987 a, b; Annicchiarico, 1997 a, b, 2002 a, b; Patterson, 1997).

Celem niniejszej pracy jest ilustracja zastosowania łącznej analizy AMMI i skupień danych z niekompletnej wielokrotnej i wieloletniej serii doświadczeń przedrejestrów z pszenicą ozimą oraz ocena jej przydatności do badania rodzajów reakcji plonu odmian na warunki środowiskowe w miejscowościach, czyli rodzajów ich adaptacji, z myślą o charakterystyce postępu genetycznego w plonowaniu tego gatunku roślin w latach 1982–2004.

## MATERIAŁY I METODY

### **Materiał roślinny**

Rozpatrywany w tych badaniach materiał doświadczalny pochodził z 14 wielokrotnych serii doświadczeń przedrejestrów z pszenicą ozimą, przeprowadzonych w latach 1991–2004 przez hodowców, w koordynacji z Instytutem Hodowli i Aklimatyzacji Roślin, Oddział w Krakowie. W każdym roku badano prawie całkowicie inny zestaw rodów, zwanych dalej testowanymi odmianami lub krótko odmianami. Zachowano jednak te same odmiany wzorcowe (wzorce) przez kilka lat. Liczba badanych obiektów genetycznych

(łącznie testowanych odmian oraz wzorców) wahała się od 47 w roku 1991 do 86 w roku 2003.

Tabela 1

**Lista badanych odmian pszenicy ozimej oraz ich hodowców**  
**Tested cultivars of winter wheat and breeding companies which released the cultivars**

Genotyp Cultivar	Rok hodowli <sup>a</sup> Year of registration	Hodowca i miejsce wyhodowania Breeding companies and localisation of them
Begra <sup>B</sup>	1982 (S)	DANKO Hodowla Roślin, Choryń k/Kościana
Parada	1987 (S)	Hodowla Roślin Smolice, Smolice k/Krotoszyna
Emika	1985 (S)	Poznańska Hodowla Roślin Tulce, stacja Pasterzowice, Szprotawa
Pob8894/91	1999 (N)	Małopolska Hodowla Roślin, Polanowice
Almari <sup>B</sup>	1989 (S)	Hodowla Roślin Smolice, Smolice k/Krotoszyna
Elena <sup>B</sup>	1995 (P)	Hodowla Roślin Strzelce, Strzelce k/Kutna
Sth8659	1997 (P)	Hodowla Roślin Strzelce, Strzelce k/Kutna
Chd463	1996 (P)	DANKO Hodowla Roślin, Choryń, Choryń k/Kościana
Korweta <sup>B</sup>	1997 (P)	DANKO Hodowla Roślin, Dębina k/Malborka
Chd349	2002 (N)	DANKO Hodowla Roślin, Choryń, Choryń k/Kościana
Koc2769/87	1993 (P)	Hodowla Roślin Rolniczych „Nasiona Kobierzyc”, Kobierzyc k/Wrocławia
Dad619	2002 (N)	DANKO Hodowla Roślin, Dańków, Dańków k/Mogielnicy
And166	1994 (P)	Poznańska Hodowla Roślin Tulce, oddział Antoniny, Leszno
Ded315/89	1996 (P)	DANKO Hodowla Roślin, Dębina k/Malborka
Pob858/94	2000 (N)	Małopolska Hodowla Roślin, Polanowice
Kobra <sup>B</sup>	1992 (P)	Hodowla Roślin Rolniczych „Nasiona Kobierzyc”, Kobierzyc k/Wrocławia
Sth321	2002 (N)	Hodowla Roślin Strzelce, Strzelce k/Kutna
Tonacja <sup>B</sup>	2001 (N)	Hodowla Roślin Strzelce, Strzelce k/Kutna
Szd383	2003 (N)	Stacja Hodowli Roślin „Modzurów”, Grupa Szelejewo, Modzurów
Mob2355/97	2004 (N)	Stacja Hodowli Roślin „Modzurów”, Grupa Szelejewo, Modzurów
Pob654/95	2004 (N)	Małopolska Hodowla Roślin, Polanowice

<sup>a</sup> rok rejestracji odmian rolniczych lub rok zakończenia badań testowanych odmian (rodów) w doświadczeniach przedrejestracyjnych, traktowany jako rok ich wyhodowania: odmiana: (S) stara (wyhodowana przed rokiem 1991), (P) pośrednia wiekowo (wyhodowana w latach 1991–1997), (N) nowoczesna (wyhodowana w latach 1998–2004) year of registration of agronomic cultivars, or the year when testing of cultivars (lines) in pre-registration trials had finished, regarded as the year of release;

<sup>b</sup> informacje pochodzą z opracowania „Charakterystyka i technologia uprawy odmian pszenicy ozimej, IHAR Radzików 2003”, natomiast informacje dla pozostałych odmian pochodzą ze stron internetowych spółek hodowlanych i dr. T. Drzazgi

Z trójkierunkowej, bardzo niekompletnej klasyfikacji wszystkich kombinacji GLY, które uczestniczyły w tych 14 seriach doświadczeń, wybrano niekompletną, ale spójną (Searle, 1987) trójkierunkową klasyfikację kombinacji GLY, która obejmowała 21 odmian (odmian testowanych lub wzorców), 15 miejscowości i 14 lat. Wśród 21 badanych odmian znajdowało się 8 odmian wzorcowych (w nawiasach podano rok zbioru plonu w doświadczeniach przedrejestracyjnych), tj. Parada (1991–1993), Emika (1991–1995), Almari (1992–1998), Begra (1991–2001), Elena (1996–2001), Kobra (1999–2004), Korweta (2002–2004) i Tonacja (2002–2004) oraz 13 odmian testowanych (rodów), tj. KOC2769/87 (1991–1993), AND166 (1992–1994), CHD463 (1991, 1995, 1996), DED315/89 (1994–1996), STH8659 (1995–1997), POB8894/91 (1997–1999), POB858/94 (1998–2000), CHD349 (1997, 1998, 2002), DAD619 (1999, 2000, 2002), STH321 (1999, 2001, 2002), SZD383 (2000, 2001, 2003), POB654/95 (2001, 2003, 2004) i MOB2355/97 (2002–2004). Każda z rozpatrywanych odmian uczestniczyła w doświadczeniach przez co

najmniej trzy lata (była badana co najmniej w trzech jednorocznych seriach doświadczeń). Nazwy badanych odmian oraz ich hodowcę i rok wytworzenia podano w tabeli 1. Zostały one wyhodowane w latach 1982–2004, obejmując okres 23 lat.

### Stacje doświadczalne i metodyka doświadczeń

Uwzględnione w badaniach 15 stacji doświadczalnych (miejscowości testowych) są położone na terenie Polski (tab. 2).

Tabela 2

**Miejscowości testowe dla doświadczeń przedrejestranych z pszenicą ozimą w latach 1991-2004**  
**Localisations of experiment stations and years when the trials were conducted**

Miejscowość Location	Kod Code	Województwo Province	Lata badań <sup>a)</sup> Test years	Gleba Soil
Borów	BOA	Łódzkie	1991-1997	bielica — podzolic
Dańków	DAD	Mazowieckie	1991-1999 2001	bielica — podzolic
Dębina	DED	Pomorskie	1991-2004	mada żuławska — marsh
Kobierzyce	KOC	Dolnośląskie	1991-2004	szare ziemie — grey
Kończewice	KOH	Kujawsko Pomorskie	1991-1998	brunatna wyługowana — leached brown
Mikulice	MIB	Podkarpackie	1991-1999	czarnoziem zdegradowany — chernozem (degraded)
Nagradowice	NAD	Wielkopolskie	1991-2004	brunatna — brown
Oleśnica	OLH	Dolnośląskie	1991-1999	bielica — podzolic
Ożańsk	OZH	Podkarpackie	1991-1999	czarnoziem zdegradowany — chernozem (degraded)
Polanowice	POB	Małopolskie	1991-2004	less
Smolice	SMH	Wielkopolskie	1991-2004	bielica — podzolic
Sobótka	SOD	Wielkopolskie	1991-1999	bielica gliniasta — loamy podzolic
Strzelce	STH	Łódzkie	1991-1998 2000-2004	brunatna właściwa — brown
Ułhówek	ULC	Lubelskie	1991-1998	czarnoziem zdegradowany chernozem (degraded)
Szelejewo	SZD	Wielkopolskie	1998-2004	brunatna — brown

<sup>a)</sup> Lata zbioru roślin badanych odmian w miejscowościach

<sup>a)</sup> Harvest years for the tested cultivars in the locations listed

Są one zlokalizowane na całym obszarze kraju, jednak ich rozkład przestrzenny nie jest zbliżony do równomiernego. Na przykład na obszarze Polski północnej znajdują się tylko Kończewice — KOH (miejscowość położona na północ od Torunia) i Dębina — DED (położona na północ od Malborka). Wśród rozpatrywanych miejscowości nie ma reprezentacji obszaru Polski północno-zachodniej i północno-wschodniej. Warunki glebowe były znacząco zróżnicowane między miejscowościami, na polach doświadczalnych występował czarnoziem, gleby brunatne, szare ziemie, bielice, less, mady żuławskie (tab. 2).

W każdej miejscowości i roku badań doświadczenia przedrejestrowe wykonano w układzie bloków niekompletnych rozkładalnych, z tymi samymi odmianami w każdej miejscowości w danym roku. W latach 1991–2000 liczba powtórzeń wynosiła 4, zaś w latach 2001–2004 była równa 3. Liczba miejscowości malała, od 14 w roku 1991, do 7 w roku 2004. Wielkość poletek wynosiła 10 m<sup>2</sup> (1 m × 10 m).



Rys. 1. Rozmieszczenie stacji doświadczalnych  
Fig. 1. Localisation of experiment stations

### Opis danych dla plonu w trójkierunkowej klasyfikacji GLY

We wspomnianej wyżej niekompletnej klasyfikacji dla kombinacji GLY pomiędzy 21 odmianami, 15 miejscowościami i 14 latami, znajduje się 4410 podklas, spośród których zapełniono danymi (średnimi plonami z powtórzeń) 951 podklas, co stanowi 21,6% wszystkich wymienionych podklas. Spójność w tej trójkierunkowej, niekompletnej klasyfikacji danych GLY została potwierdzona za pomocą pakietu GenStat (GenStat, 2002). W dwukierunkowej klasyfikacji kombinacji GL, otrzymanej z rozpatrywanej klasyfikacji trójkierunkowej GLY, która zawiera 315 podklas, określono liczbę lat badań dla każdej kombinacji GL, która wynosiła od 0 do 11. Średnia liczba lat badań dla 315 podklas w klasyfikacji GL wynosiła 3,02. Rozpatrywane tutaj dane w klasyfikacji GLY były wcześniej wykorzystywane w pracy Mądrego i wsp. (2006) do oceny komponentów wariacyjnych efektów trójczynnika losowego modelu analizy wariancji.

### Modelowanie danych i ich analiza statystyczna

Zastosowano klasyczną zasadę dwustopniowej analizy danych z wielokrotnej i wieloletniej serii doświadczeń odmianowych (Annicchiarico, 2002 b; Piepho i Möhring, 2005; Smith i in., 2005). Zgodnie z nią, w pierwszym etapie dla obserwacji plonu, pochodzących z doświadczeń pojedynczych w każdej miejscowości i każdym roku, wykonano analizę wariancji dla układu bloków niekompletnych. W ten sposób obliczono średnie poprawione dla odmian w każdym środowisku (miejscowości w danym roku) oraz

średnie kwadraty dla błędu (Annicchiarico, 2002 b). Analizy wariancji danych z doświadczeń pojedynczych zostały wykonane przez IHAR, oddział w Krakowie, za pomocą programu AWABONS, w ramach koordynacji prowadzenia doświadczeń przedrejestranych z pszenicą ozimą. W drugim etapie, wykonano wielostronną analizę średnich poprawionych z powtórzeń, zebranych w niekompletnej, spójnej klasyfikacji trójkierunkowej GLY, zgodnie z mieszanym modelem ANOVA, traktując odmiany i miejscowości jako czynniki stałe, zaś lata jako czynnik losowy (van Eeuwijk i in., 1995; Annicchiarico, 1997 a, 2002 a, b; Piepho i Möhring, 2005; Smith i in., 2005; Annicchiarico i in., 2006 a; Benesi i in., 2008). Założenie, które traktuje odmiany i miejscowości jako czynniki stałe jest uzasadnione przez dwie okoliczności. Po pierwsze, badane odmiany nie stanowią próby reprezentatywnej z hipotetycznej populacji materiałów hodowlanych w Polsce. Także miejscowości nie są reprezentatywne dla określonego rejonu uprawy. Po drugie, w niniejszej pracy rozpatrzono stały model AMMI dla średnich plonu dotyczących kombinacji GL.

Najpierw, za pomocą metody REML estymowano średnie poprawione plonu w klasyfikacji GL, stanowiące nieobciążone oceny przeciętnych plonów poprzez lata dla kombinacji GL (van Eeuwijk, 1995; Patterson, 1997; Smith i in., 2005; de la Vega i in., 2007 a, b). Z racji przyjęcia założenia, że odmiany i miejscowości są czynnikami stałymi, oceny średnich plonów dla kombinacji GL wyznaczono za pomocą estymatora BLUE (Searle i in., 1992; van Eeuwijk i in., 1995). Klasyfikacja GL średnich poprawionych plonu była niekompletna. Zatem, brakujące dane (średnie poprawione) w niekompletnej klasyfikacji GL uzupełniono metodą EM-AMMI (Gauch i Zobel, 1990; Caliński i in., 1992). Tak powstała kompletna (uzupełniona) klasyfikację średnich poprawionych GL dla plonu analizowano za pomocą modelu AMMI, stosując łączną analizę AMMI i skupień (Annicchiarico i Perenzin, 1994; Annicchiarico, 1997 a, b, 2002 b; Voltas i in., 1999).

Wszystkie obliczenia numeryczne wymagane przy zastosowaniu rozpatrywanych metod statystycznych w tej pracy wykonano za pomocą własnych aplikacji, przygotowanych w środowisku R (R Development Core Team, 2007) przez pierwszego autora.

## WYNIKI I DYSKUSJA

### **Analiza wariancji średnich poprawionych dla plonu ziarna w uzupełnionej klasyfikacji GL na podstawie modelu AMMI**

Dla średnich poprawionych plonu ziarna w uzupełnionej klasyfikacji GL (tab. 3) wykonano analizę wariancji na podstawie modelu stałego AMMI (tab. 3). Stwierdzono, że 20,29% sumy kwadratów odchyłeń dla plonu w kombinacjach GL było wyjaśnione przez efekty główne odmian, zaś 65,75% tej sumy kwadratów wynikało z efektów głównych miejscowości. Pozostałe 13,96% zmienności plonowania w tych kombinacjach przypadało na efekty interakcji GL. Wyniki te są empirycznym potwierdzeniem ogólnej prawidłowości, polegającej na tym, że kluczowym źródłem zmienności plonu różnych gatunków roślin uprawnych w przestrzeni rolniczej jest przeciętny wpływ środowisk, czyli miejscowości i lat (Annicchiarico, 2002 b). Sumę kwadratów dla interakcji GL rozłożono

na składniki przyporządkowane interakcyjnym składowym głównym, z których pierwsze cztery stanowiły łącznie 72,1% wymienionej sumy kwadratów (odpowiednio: 31,31%, 19,23%, 12,73% i 9,84% dla każdej z kolejnych składowych), a równocześnie 10,06% sumy kwadratów plonu w kombinacjach GL.

Wykorzystując przybliżony średni kwadrat dla efektów interakcji GLY o postaci:

$$\text{approx}(\tilde{S}_{\text{GLY}}^2 / K) = \frac{(\hat{\sigma}_e^2 / \tilde{n} + \hat{\sigma}_{\text{GLY}}^2)}{\tilde{K}}$$

gdzie  $\hat{\sigma}_e^2$  jest wspólną (łączną) oceną wariancji błędu,  $\hat{\sigma}_{\text{GLY}}^2$  jest oceną wariancji efektów interakcji GLY,  $\tilde{n}$  jest średnią liczbą powtórzeń w doświadczeniach pojedynczych w obrębie rozpatrywanych kombinacji GLY,  $\tilde{K}$  jest średnią liczbą lat badań dla rozpatrywanych kombinacji GL, można obliczyć przybliżone funkcje testowe testu Golloba (Gollob, 1968) i testu FR (Cornelius i in., 1993, 1996). W rozpatrywanych badaniach  $\tilde{n} = 3,765$ ,  $\tilde{K} = 3,023$ , zaś oceny komponentów wariancyjnych z pracy Mądrego i wsp. (2006) są następujące:  $\hat{\sigma}_e^2 = 21,8$ ,  $\hat{\sigma}_{\text{GLY}}^2 = 17,9$ .

$$\text{Zatem } \text{approx}(\tilde{S}_{\text{GLY}}^2 / K) = \frac{(\hat{\sigma}_e^2 / \tilde{n} + \hat{\sigma}_{\text{GLY}}^2)}{\tilde{K}} = (21,8 / 3,77 + 17,9) / 3,02 = 7,84.$$

Na poziomie istotności 0,05 wykazano istotność tylko pierwszej interakcyjnej składowej głównej IPC1 za pomocą testu FR, podczas, gdy według testu Golloba stwierdzono cztery pierwsze interakcyjne składowe główne jako istotne (tab. 3). Z uwagi na przybliżenie oceny średniego kwadratu dla efektów interakcji GLY, również te wnioski należy traktować jako orientacyjne. Stwierdzono jednak zbieżne wyniki zastosowania dwóch kryteriów poszukiwania istotnych (w sensie statystycznym i merytorycznym) interakcyjnych składowych głównych, tj. wynik testowania za pomocą testu Golloba i wynik kryterium pozostawienia tyłu składowych głównych, aby zawierały łącznie ponad 70% sumy kwadratów zmienności efektów interakcji GL (Casler i van Santen, 2000; de la Vega i in., 2001; Putto i in., 2008; Sipaseuth Basnayake i in., 2009). Wobec tego uznajemy, że pierwsze cztery interakcyjne składowe główne, jako istotne statystycznie i wyjaśniające 72% zmienności efektów interakcji GL w obrębie rozpatrywanych genotypów i miejscowości, powinny być pozostawione w modelu AMMI(s). W ten sposób zdecydowano się na wybór modelu AMMI(4) do oceny efektów interakcji GL, czyli do wyznaczania ocen AMMI(4) tych efektów. Rozważany model AMMI(4) wyjaśniał 96,11% zmienności plonowania kombinacji GL. Wobec tego, pozostałe 3,89% zmienności całkowitej plonowania tych kombinacji (stanowi to 27,9% zmienności efektów interakcji GL) uznano jako wynik wpływu błędu doświadczalnego i efektów interakcji GLY na średnie poprawione dla kombinacji GL.

Otrzymane wyniki analizy wariancji wskazują, że w genetycznym uwarunkowaniu zmienności plonu ziarna pszenicy ozimej w obrębie badanych odmian, dużo większe znaczenie miały efekty główne odmian, niż efekty interakcji GL (opisane pierwszymi czterema interakcyjnymi składowymi głównymi). Na zróżnicowanie zdolności adaptacyjnej genotypów (zróżnicowanie ich reakcji pod względem plonowania) większy



wpływ miały średnie genotypowe niż efekty interakcji GL (określające kształt reakcji plonu badanych odmian na zmienne warunki środowiskowe).

Tabela 3

**Analiza wariancji plonu ziarna pszenicy ozimej na podstawie warstwowego modelu stałego AMMI dla średnich poprawionych w uzupełnionej klasyfikacji GL, dotyczącej 21 odmian badanych w 15 miejscowościach**

**Analysis of variance of winter wheat grain yield on the basis of the fixed AMMI model for adjusted means in the GL classification for 21 cultivars tested across 15 locations**

Źródło zmienności Source	Sumy kwadratów Sum of squares	Stopnie swobody Degrees of freedom	Średni kwadrat Mean square	F <sub>emp</sub>	P-value
Genotypy (G)	4844,82	20,3% <sup>a</sup>	20	242,24	
Miejscowości (L)	15699,07	65,8% <sup>a</sup>	14	1121,36	
Interakcja GL	3332,14	14,0% <sup>a</sup>	280	11,90	1,52 0,0013 **
Test Golloba					
IPC1	1009,94	30,3% <sup>b</sup>	33	30,60	3,90 0,0000 **
IPC2	640,69	19,2% <sup>b</sup>	31	20,67	2,63 0,0000 **
IPC3	424,04	12,7% <sup>b</sup>	29	14,62	1,86 0,0076 **
IPC4	327,92	9,8% <sup>b</sup>	27	12,15	1,55 0,0498 *
IPC5	254,83	7,6% <sup>b</sup>	25	10,19	1,30 0,1660 NS
Reszta <sup>(+)</sup>	674,73	20,2% <sup>b</sup>	135	5,00	
Test F <sub>R</sub>					
IPC1	3332,14		280	11,90	1,52 0,0013 **
IPC2	2322,20		247	9,40	1,20 0,0979 NS
IPC3	1681,51		216	7,78	0,99 0,5228 NS
IPC4	1257,47		187	6,72	0,86 0,8517 NS
IPC5	929,55		160	5,81	0,74 0,9739 NS
Przybliżony średni kwadrat dla efektów interakcji GLY			181	7,84	

\*\* istotne na poziomie  $\alpha = 0,01$ ; \* istotne na poziomie  $\alpha = 0,05$ , NS nieistotne na poziomie  $\alpha = 0,05$

\*\* significant at  $\alpha = 0.01$ ; \* significant at  $\alpha = 0.05$ , NS not significant at  $\alpha = 0.05$

<sup>a</sup> udział sumy kwadratów dla efektów głównych G i L oraz interakcji GL w sumie kwadratów dla kombinacji GL

<sup>a</sup> percentage share of the sum of squares for the main G and L effects and GL interaction effects in the sum of squares for the GL combinations

<sup>b</sup> udział procentowy sumy kwadratów dla danej IPC w sumie kwadratów dla efektów interakcji GL

<sup>b</sup> percentage share of the sum of squares for a given IPC in the sum of squares for the GL interaction effects

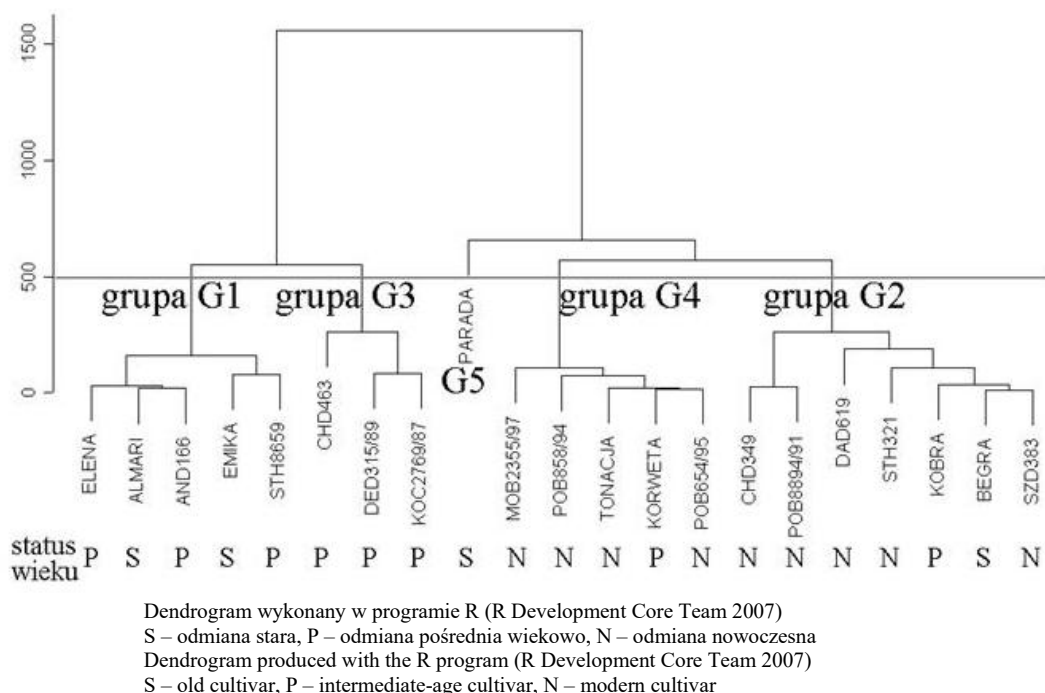
<sup>(+)</sup> suma interakcyjnych składowych głównych od IPC6 do IPC14

<sup>(+)</sup> sum of the interaction principal components from IPC6 to IPC14

Grupowanie odmian podobnych pod względem kształtu reakcji plonowania na środowiska w miejscowościach za pomocą analizy skupień metodą Warda. Oceny AMMI(4) efektów interakcji GL utworzono na podstawie 4 istotnych interakcyjnych składowych głównych. W dalszej części pracy będą one zawsze nazywane ocenami efektów interakcji GL.

Genotypowe profile ocen efektów interakcji GL wykorzystywane są do opisu kształtów reakcji plonu ziarna genotypów na warunki środowiskowe w badanych miejscowościach i do grupowania genotypów podobnych pod względem tych kształtów. Wyniki grupowania genotypów (podobnych pod względem kształtu reakcji plonu na warunki środowisk) za pomocą analizy skupień metodą Warda, w której miarą podobieństwa był kwadrat

odległości Euklidesa dla genotypowych profili ocen efektów interakcji GL, przedstawiono w postaci dendrogramu (rys. 2).



**Rys. 2. Dendrogram z analizy skupień, wykonanej metodą Warda, dla genotypowych profili ocen efektów interakcji GL, przedstawiający grupowanie odmian pszenicy ozimej o podobnym kształcie reakcji plonu ziarna na warunki środowiskowe w miejscowościach**

**Fig. 2. A dendrogram, produced by Ward's method of cluster analysis, for genotypic profiles of the estimates of the GL interaction effects showing winter wheat cultivars in groups that have similar patterns of grain-yield response to environmental conditions in locations**

Badane odmiany podzielono na 5 grup jednorodnych pod względem ich kształtu reakcji plonu na środowiska w miejscowościach. Średnie grupowe efektów interakcji, obliczone przy uwzględnieniu podziału genotypów na 5 grup zachowują (wyjaśniają) 69,4% całkowitej zmienności (sumy kwadratów) ocen AMMI(4) efektów interakcji GL, zaś w obrębie grup pozostaje 30,6% całkowitej zmienności tych ocen efektów interakcji GL. Kierując się wskazaniem i przykładem innych autorów (Casler i van Santen, 2000; de la Vega i in., 2001; Putto i in., 2008; Sipaseuth Basnayake i in., 2009), uznano, że wydzielenie 5 grup odmian, wyjaśniających około 70% całkowitej sumy kwadratów ocen AMMI(4) efektów interakcji GL, jest dobrym kompromisem między minimalizacją liczby grup jednorodnych oraz ich zwięzłości pod względem podobieństwa kształtu reakcji plonu odmian na środowiska.

Grupowanie genotypów podobnych pod względem funkcji reakcji plonu na środowiska, czyli rodzaju zdolności adaptacyjnej. Grupy odmian o podobnych profilach efektów interakcji GL dla plonu ziarna (o podobnych kształtach reakcji plonu na środowiska w

miejscowościach) nie muszą być jednorodne pod względem genotypowych efektów głównych (średnich genotypowych plonu). Wynika stąd, że odmiany w danej grupie G1-G5 mogą być istotnie zróżnicowane pod względem średnich genotypowych plonu. O funkcji reakcji plonu danej odmiany na środowiska decyduje zarówno kształt reakcji plonu na środowiska (genotypowy profil efektów interakcji GL), jak i średnia genotypowa. Zatem, w obrębie każdej jednorodnej grupy odmian G1-G5, wydzielono podgrupy odmian jednorodnych pod względem średnich genotypowych dla plonu. Można więc uznać, że odmiany w każdej takiej podgrupie jednorodnej mają podobne (nieistotnie zróżnicowane) funkcje reakcji plonu na środowiska w miejscowościach.

Do podziału średnich genotypowych odmian w obrębie każdej grupy G1-G5 na rozłączne podgrupy jednorodne zastosowano metodę niehierarchicznej analizy skupień, opracowaną przez Calińskiego i Corstena (1985). Wymaga ona oceny średniego kwadratu dla błędu doświadczalnego. Chociaż w niniejszych badaniach nie dysponowano taką oceną, zastosowano wymienioną metodę, stosując kryterium intuicyjne dla określenia takich podgrup.

Dla każdej możliwej liczby podgrup odmian  $l$  w danej grupie G1-G5, o wartościach od 1 do liczby odmian w tej grupie, wyznaczono optymalny podział na  $l$  takich podgrup, aby zmienność wewnątrzgrupowa dla średnich genotypowych (suma kwadratów odchyleń średnich plonu odmian od średnich podgrup) była najmniejsza (spośród wszystkich możliwych podziałów na  $l$  podgrup). Wtedy zmienność międzygrupowa opisywana przez średnie podgrup odmian jest możliwie największa (dla podziałów na  $l$  podgrup) zaś podgrupy odmian są najbardziej jednorodne pod względem średniej genotypowej. Dla każdej możliwej liczby podgrup w obrębie danej grupy odmian G1-G5 wyznaczono sumy kwadratów, średnie kwadraty odchyleń oraz odchylenia standardowe wewnątrz podgrup dla średnich genotypowych plonu. Te parametry są miarami zmienności średnich genotypowych w obrębie podgrup. Im mniejsza jest wartość każdego z tych parametrów dla danej liczby podgrup, tym większy jest stopień jednorodności średnich genotypowych w obrębie tych podgrup. Wewnątrzgrupowe odchylenie standardowe średnich genotypowych dla danej liczby podgrup informuje o dokładności przybliżenia tych średnich dla poszczególnych odmian w podgrupach przez średnie podgrup. Uznano, że takie odchylenie standardowe może być podstawą wyznaczenia liczby podgrup odmian jednorodnych pod względem średniej plonu. W obrębie każdej grupy odmian G1-G5 wydzielono taką liczbę podgrup jednorodnych, dla których wewnątrzgrupowe odchylenie standardowe średnich genotypowych było bliskie  $1 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$  lub mniejsze. Oznacza to, że średnie genotypowe plonu ziarna w wydzielonych podgrupach różnią się przeciętnie od średnich dla podgrup o około  $1 \text{ dt} \cdot \text{ha}^{-1}$  (ok. 1,3% średniej ogólnej dla badanych odmian), czyli na tyle mało, że intuicyjnie uznano tę zmienność wewnątrzgrupową średnich genotypowych za rezultat zmienności losowej efektów interakcji GLY. Wyniki postępowania przy podziale średnich odmianowych dla plonu na różną liczbę rozłącznych podgrup jednorodnych w obrębie każdej grupy odmian G1-G5, za pomocą niehierarchicznej analizy skupień (Caliński i Corsten, 1985), przedstawiono w tabeli 4.

Tabela 4

**Miary zmienności średnich genotypowych (odmianowych) plonu ziarna pszenicy ozimej w obrębie wydzielanych podgrup jednorodnych za pomocą niehierarchicznej analizy skupień Calińskiego i Corstena (1985)**

**Measures of variation in genotypic (cultivar-specific) means for winter wheat grain yield within homogeneous subgroups distinguished with the Caliński and Corsten's (1985) non-hierarchical cluster analysis**

Liczba podgrup Number of subgroups	Suma kwadratów odchyłeń w obrębie podgrup odmian Sum of squares within subgroups of cultivars	Średni kwadrat odchyłeń w obrębie podgrup odmian a Mean squares within subgroups of cultivars a	Odchylenie standardowe w obrębie podgrup odmian b Standard deviation within subgroups of cultivars b
grupa G1			
1	14,970	2,994	1,730
2 <b>c</b>	4,857	0,971	0,986
3	0,312	0,062	0,250
4	0,027	0,005	0,073
5	0,000	0,000	0,000
grupa G2			
1	152,450	21,779	4,667
2	34,959	4,994	2,235
3	14,501	2,072	1,439
4 <b>c</b>	2,211	0,316	0,562
5	0,179	0,026	0,160
6	0,036	0,005	0,072
7	0,000	0,000	0,000
grupa G3			
1 <b>c</b>	3,426	1,142	1,069
2	0,746	0,249	0,499
3	0,000	0,000	0,000
grupa G4			
1	30,557	6,111	2,472
2 <b>c</b>	3,206	0,641	0,801
3	0,961	0,192	0,439
4	0,100	0,020	0,142
5	0,000	0,000	0,000

<sup>a</sup> Iloraz sumy kwadratów odchyłeń w obrębie danej grupy odmian G1-G5 i liczebności grupy

<sup>a</sup> Ratio of the sum of square deviations within a given group of cultivars, G1-G5, and the size of the group

<sup>b</sup> Pierwiastek kwadratowy ze średniego kwadratu odchyłeń w obrębie grup odmian

<sup>b</sup> Square root of the mean square deviations within the groups of cultivars

<sup>c</sup> Pogrubioną czcionką podano wyniki dla liczby wydzielonych podgrup odmian jednorodnych pod względem średnich genotypowych plonu

<sup>c</sup> Figures in bold are the results for the number of separated subgroups of cultivars homogeneous in terms of the genotypic means of yield

Wydzielone jednorodne podgrupy odmian i ich średnie plonu przedstawiono w tabeli 5. Każda podgrupa odmian jednorodnych pod względem średnich plonu jest grupą jednorodną pod względem funkcji reakcji plonu odmian na warunki środowiskowe w miejscowościach, czyli rodzaju zdolności adaptacyjnej do tych środowisk.

Tabela 5

**Średnie genotypowe plonu ziarna dla badanych odmian pszenicy ozimej oraz jednorodnych podgrup tych odmian w obrębie każdej grupy G1-G5**

**Grain-yield genotypic means for the studied winter wheat cultivars and homogeneous subgroups of these cultivars within each of the G1-G5 groups**

Grupa odmian G1-G5 Group of cultivars	Podgrupa odmian <sup>a</sup> Subgroup of cultivars <sup>a</sup>	Odmiana Cultivar	Średnia genotypowa plonu Grain-yield genotypic mean	Średni plon dla odmian w podgrupie <sup>b</sup> Mean yield for cultivars in subgroup <sup>b</sup>
G1	1A	AND166	81,16	81,16
	1B	STH8659	78,56	
	1B	Elena	78,33	
	1B	Almari	77,79	
	1B	Emika	75,76	
G2	2A	SZD383	85,03	84,76
	2A	STH321	84,49	
	2B	Kobra	82,52	81,35
	2B	DAD619	80,90	
	2B	CHD349	80,64	
		2C	POB8894/91	76,71
	2D	Begra	70,58	70,58
G3	3A	DED315/89	82,00	80,72
	3A	KOC2769/87	80,78	
	3A	CHD463	79,38	
G4	4A	POB654/95	86,31	85,71
	4A	MOB2355/97	85,87	
	4A	Tonacja	84,95	
	4B	POB858/94	82,00	80,94
	4B	Korweta	79,88	
G5	5A	Parada	73,98	73,98

<sup>a</sup> Odmiany zaliczone do podgrupy jednorodnej ze względu na średnie genotypowe plonu w obrębie danej grupy G1-G5 są oznaczone numerem grupy oraz tą samą literą

<sup>a</sup> Cultivars that are in the same homogeneous subgroup because of the grain-yield genotypic means within a given group, G1-G5, are denoted by the group number and the same letter

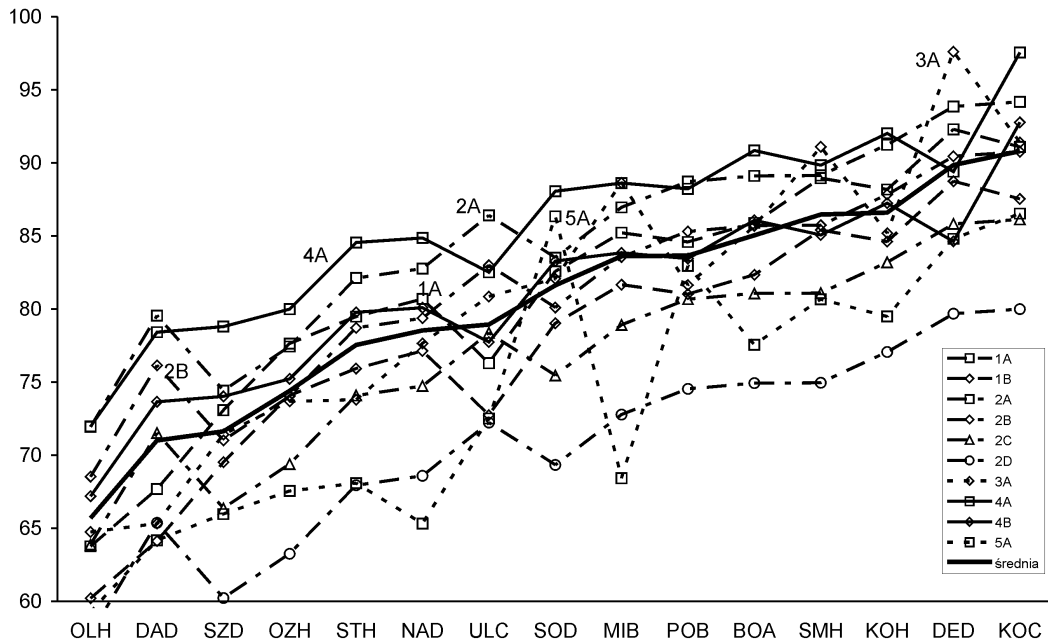
<sup>b</sup> Średni plon odmian zaliczonych do podgrupy jednorodnej ze względu na średnie genotypowe plonu w obrębie danej grupy G1-G5

<sup>b</sup> Mean yield of the cultivars that are in the same homogeneous subgroup because of the grain-yield genotypic means within a given group, G1-G5

Interpretacja rodzajów reakcji plonu jednorodnych podgrup odmian na środowiska w miejscowościach, czyli rodzajów zdolności ich przystosowania do zmiennych środowisk. Na wykresie 3 przedstawiono empiryczne funkcje reakcji plonu ziarna jednorodnych podgrup odmian pszenicy ozimej (podanych w tabeli 5) na warunki środowiskowe w badanych miejscowościach. Funkcja środowiskowej reakcji plonu każdej podgrupy odmian, oznaczona odpowiednim symbolem wziętym z tabeli 5, została określona przez przyporządkowanie poszczególnym miejscowościom średnich plonów odmian w danej podgrupie. Średnie plony genotypów w danej podgrupie w określonym środowisku zostały obliczone za pomocą sumy ocen średniej ogólnej, efektu głównego miejscowości, średniej efektów głównych dla odmian w podgrupie oraz średniej efektów interakcji GL odmian w podgrupie i danej miejscowości. Miejscowości na osi poziomej zostały ułożone w kolejności rosnących średnich środowiskowych plonu (Hausmann i in., 2000; Sivapalan i

in., 2000; Bänziger i Cooper, 2001; de la Vega i in., 2001; Samonte i in., 2005; Zhang i in., 2006 a, b; Sipaseuth Basnayake i in., 2009). Linia ciągłą na rysunku 3 przedstawiono średnią reakcję plonu wszystkich odmian na warunki środowiskowe w miejscowościach. Linia ta powstała przez przyporządkowanie miejscowościom średnich środowiskowych plonu (średnich plonu wszystkich badanych odmian w miejscowości).

Poniżej przedstawiono charakterystykę różnych rodzajów środowiskowej reakcji plonowania wydzielonych podgrup odmian w podanych na rysunku 3, czyli rodzajów ich zdolności adaptacji do zmiennych środowisk.



Rys. 3. Reakcja plonu jednorodnych podgrup odmian pszenicy ozimej na warunki środowiskowe w badanych miejscowościach

Fig. 3. Yield response of homogeneous subgroups of winter wheat cultivars to environmental conditions in the locations studied

Odmiany o szerokiej adaptacji do różnych warunków środowiskowych w miejscowościach. Na podstawie rysunku 3 można stwierdzić, które podgrupy odmian wykazały się szeroką adaptacją do zmiennych warunków środowiskowych w przestrzeni rolniczej kraju. Zgodnie z ideologią przyjmowaną w hodowli roślin (Allard i Bradshaw, 1964; Sivapalan i in., 2000; Annicchiarico, 2002 a,b; Trethowan i in., 2002; Fufa i in., 2005; Samonte i in., 2005; Sharma i in., 2007; Rodriguez i in., 2008), odmianami o szerokiej adaptacji są nazywane te obiekty, które plonują przeciętnie w latach powyżej średniej środowiskowej (średniej dla miejscowości) w znaczącej większości miejscowości w danym rejonie uprawy, reprezentowanym przez badane stacje doświadczalne. O stopniu szerokiej

adaptacji odmiany decyduje zarówno częstość (prawdopodobieństwo) jej plonowania powyżej średniej środowiskowej, jak i wielkość tej przewagi plonu.

Szeroką adaptację wykazały odmiany zaliczone do podgrup z najwyższymi średnimi plonami w obrębie grup G1, G2 i G4, w których znajdują się odmiany plonujące umiarkowanie stabilnie (rys. 3). Odmiany w podgrupie 4A (POB654/95, MOB2355/97 i Tonacja), wyhodowane w roku 2001 i 2004, plonowały powyżej średniej środowiskowej w 14 spośród 15 badanych miejscowości. Ich plon był najwyższy (lub równy z innymi podgrupami odmian) w 10 z 15 miejscowości, wyraźniej przeważając nad innymi odmianami w miejscowościach o niskim potencjale plonowania. Zatem podgrupa 4A zawiera odmiany o wysokim stopniu szerokiej adaptacji, które mogą być zalecane do różnorodnych środowisk w przestrzeni rolniczej Polski, reprezentowanej przez stacje doświadczalne (z wyłączeniem obszaru Polski północno-zachodniej i północno-wschodniej).

Odmiany w podgrupie 2A (SZD383 i STH321), wyhodowane w roku 2002 i 2003, plonowały w każdej miejscowości powyżej średniej środowiskowej, zaś najwyższej w 4 środowiskach, przy czym często były na drugim miejscu (8 razy), niewiele ustępując odmianom w grupie najwyższej plonujących w danej miejscowości. Odmiany w podgrupie 2A wyróżniają się również wysokim stopniem szerokiej adaptacji.

Odmiana w jednoelementowej grupie 1A, wyhodowana w roku 1994, plonowała w 12 miejscowościach powyżej średniej środowiskowej, ale jej przewaga była znacznie mniejsza, niż dla odmian z podgrup 4A i 2A. Poniżej średniej środowiskowej plonowała ona w miejscowościach OLH, DAD (miejscowości o najniższym potencjale plonowania) i ULC (miejscowość o przeciętnym potencjale plonowania), które są położone na podobnej szerokości geograficznej w południowym pasie Polski i na różnej długości geograficznej (zbliżoną szerokość geograficzną ma miejscowość KOC, w której średni plon tego genotypu nieznacznie tylko przekroczył średnią środowiskową).

Odmiany z podgrupy 4B (POB858/94 i Korweta), wyhodowane w roku 1997 i 2000, plonowały powyżej średniej środowiskowej w 11 miejscowościach z przewagą podobną jak dla rodu AND166 z grupy 1A. Tylko w miejscowości DED średni plon tej podgrupy odmian okazał się znacząco niższy od średniej środowiskowej (różnica wyniosła 5,26 dt·ha<sup>-1</sup>). Zatem można uznać, że odmiany w podgrupach 1A i 4B są obiektami o podobnym stopniu szerokiej adaptacji.

Również odmiany z podgrupy 2B (DAD619, CHD349 i Kobra), wyhodowane w roku 1992 i 2002, plonowały powyżej średniej środowiskowej w 9 z 15 miejscowości, plonując w 4 miejscowościach tuż poniżej średniej środowiskowej (różnica nie przekraczała 0,7 dt·ha<sup>-1</sup>). Dlatego odmiany z podgrupy 2B uznano za posiadające stosunkowo mniejszy stopień szerokiej adaptacji niż odmiany w podgrupach 1A i 4B.

Odmiany o największym stopniu szerokiej adaptacji, zwłaszcza z podgrup 2A i 4A, mogą być dobrymi wzorcami, które można proponować do serii doświadczeń przedrejestrowych w kolejnych latach testowania odmian (rodów) pszenicy ozimej (Samonte i in., 2005). Wśród tych proponowanych dobrych wzorców znajduje się także nowoczesna odmiana Tonacja z 2001 roku.

Odmiany o wąskiej adaptacji. Rysunek 3 jest także źródłem informacji o wąskiej (specyficznej) adaptacji niektórych odmian. Odmiany z podgrupy 3A (DED315/89, KOC2769/87 i CHD463), wyhodowane w latach 1993–1996, plonowały powyżej średniej środowiskowej w pięciu miejscowościach o wysokim i przeciętnie wysokim średnim plonie, zaś najwyższej tylko w trzech miejscowościach o wysokim średnim plonie. W warunkach mniej urodzajnych odmiany te plonowały poniżej średniej środowiskowej. Można je określić jako odmiany intensywne, czyli przystosowane relatywnie lepiej do bardziej urodzajnych warunków środowiskowych (głównie glebowych). Ich duża niestabilność plonowania i przez to mała przewidywalność sprawia, że są to odmiany zalecane tylko do specyficznych środowisk (o warunkach podobnych jak w miejscowościach DED, SMH czy MIB), w których ich przewaga plonowania nad średnią środowiskową była bardzo znacząca.

Odmiany relatywnie źle przystosowane do badanych warunków Polski. Przykładem odmian relatywnie źle przystosowanych do warunków Polski reprezentowanych przez rozpatrywane stacje doświadczane jest odmiana Begra z podgrupy 2D, wyhodowana w 1982 roku. Plonowała ona najslabiej prawie we wszystkich miejscowościach, zawsze znacząco poniżej średnich środowiskowych rozpatrywanych miejscowości. Także odmiana testowana POB8894/91 z podgrupy 2C, wyhodowana w 1999 roku, plonowała wyraźnie poniżej średnich środowiskowych w każdej miejscowości (tylko w miejscowości DAD przekroczyła nieznacznie średnią środowiskową), choć wyżej niż Begra.

Odmiany z podgrupy 1B (Elena, Almari, Emika wyhodowane w latach 1985–1995 oraz STH8659 wyhodowana w roku 1997) plonowały stabilnie, ale poniżej (stosunkowo niewiele) średniej środowiskowej w każdej miejscowości.

Odmiana Parada (jednoelementowa grupa 5A) wykazała relatywnie wysoki plon tylko w miejscowości SOD, niższy jednak od średniego plonu podgrupy genotypów o szerokiej adaptacji 4A, natomiast w pozostałych miejscowościach plonowała znacząco poniżej ich średnich.

#### PODSUMOWANIE I WNIOSKI

Podsumowując wyniki badań nad reakcją plonu rozpatrywanych odmian pszenicy ozimej na zmienne warunki środowiskowe w szerokiej skali przestrzennej i czasowej, stwierdzono, że wszystkie odmiany nowoczesne, wyhodowane w Polsce w latach 2000–2004, odznaczają się szeroką adaptacją (dużym stopniem szerokiej adaptacji). Takiej własności rolniczej nie stwierdzono u odmian starych i pośrednich wiekowo, z wyjątkiem odmiany AND166, wyhodowanej w roku 1994. Większość starych i pośrednich wiekowo odmian była relatywnie źle przystosowana do badanych warunków środowiskowych w przestrzeni kraju, na co wykazuje ich względnie (w stosunku do innych badanych odmian) niskie lub bardzo niskie plonowanie we wszystkich stacjach doświadczalnych. Oznacza to, że nowoczesne polskie odmiany pszenicy ozimej są bardziej produktywne (plonujące) od starych odmian nie tylko w urodzajnych warunkach, ale też mniej sprzyjających. Podobne własności mają także niektóre nowe odmiany pszenicy wyhodowane w krajach europejskich i innych (Austin, 1999; Brancourt-Hulmel i in., 2003; Fufa i in., 2005).



Uzyskane wyniki badań są świadectwem osiągniętego postępu genetycznego w Polsce pod względem średniego plonowania odmian pszenicy ozimej w warunkach krajowych i stabilności plonowania w okresie 23 lat (1982–2004), co zadecydowało o poprawie stopnia szerokiej adaptacji nowych odmian, podobnie jak to się stało w innych krajach na świecie (Trethowan i in., 2002; Brancourt-Hulmel i in., 2003; Fufa i in., 2005; Sharma i in., 2007).

Metoda łącznej analizy AMMI i skupień, z jej modyfikacjami i uzupełnieniami specyficznymi dla danych niekompletnych, zastosowana na danych z niekompletnej wielokrotnej i wieloletniej serii doświadczeń przedrejstrowych z pszenicą ozimą okazała się efektywna do badania rodzajów średniej wieloletniej reakcji plonu odmian na warunki środowiskowe w miejscowościach, rozlokowanych na większości obszaru Polski. Przez to, zastosowana metodyka statystyczna pozwoliła określić różne rodzaje wspomnianej środowiskowej reakcji plonu odmian, opisujące rodzaje ich adaptacji w przestrzeni kraju.

#### LITERATURA

- Alagaraswamy G., Chandra S. 1998. Pattern analysis of international sorghum multi-environment trials for grain-yield adaptation. *Theor. Appl. Genet.* 96: 397 — 405.
- Allard R. W., Bradshaw A. D. 1964. Implications of genotype-environment interactions in applied plant breeding. *Crop Sci.* 4: 503 — 508.
- Annicchiarico P. 1997 a. Additive main effects and multiplicative interaction (AMMI) analysis of genotype location interaction in variety trials repeated over years. *Theor. Appl. Genet.* 94: 1072 — 1077.
- Annicchiarico P. 1997 b. Joint regression vs. AMMI analysis of genotype-environment interactions for cereals in Italy. *Euphytica* 94: 53 — 62.
- Annicchiarico P. 2002 a. Defining adaptation strategies and yield stability targets in breeding programmers'. 165–183. W Kang M.S. (Ed.) *Quantitative genetics, genomics and plant breeding*. CABI, Wallingford, UK.
- Annicchiarico P. 2002 b. Genotype-environment interactions: challenges and opportunities for plant breeding and cultivar recommendations. *FAO Plant Production and Protection Paper No. 174*. Food and Agriculture Organization, Rome.
- Annicchiarico P., Perenzin M. 1994. Adaptation Patterns and Definition of Macro-environments for Selection and Recommendation of Common-wheat Genotypes in Italy. *Plant Breeding* 113: 197 — 205.
- Austin R. B. 1999. Yield of wheat in the United Kingdom: recent advances and prospects. *Crop Sci.* 39: 1604 — 610.
- Bänziger M., Cooper M. 2001. Breeding for low input conditions and consequences for participatory plant breeding: Examples from tropical maize and wheat. *Euphytica* 122: 503 — 519.
- Benesi I. R. M., Labuschagne M. T., Herselman L., Mahungu N. M., Saka J. K. 2008. The effect of genotype, location and season on cassava starch extraction. *Euphytica* 160: 59 — 74.
- Brancourt-Hulmel M., Doussinault G., Lecomte C., Bérard P., Le Buanec B., Trottet M. 2003. Genetic improvement of agronomic traits of winter wheat cultivars released in France from 1946 to 1992. *Crop Sci.* 43:37 — 45.
- Caliński T., Corsten L. C. A. 1985. Clustering Means in ANOVA by Simultaneous Testing. *Biometrics* 41: 39 — 48.
- Caliński T., Czajka S., Denis J. B., Kaczmarek Z. 1992. EM and ALS algorithms applied to estimation of missing data in series of variety trials. *Biul. Oceny Odmian* 24–25: 7 — 31.
- Caliński T., Czajka S., Kaczmarek Z. 1987 a. A model for the analysis of a series of experiments repeated at several places over a period of years. I. Theory. *Biul. Oceny Odmian* 17–18: 7 — 33.
- Caliński T., Czajka S., Kaczmarek Z. 1987 b. A model for the analysis of a series of experiments repeated at several places over a period of years. II. Example. *Biul. Oceny Odmian* 17 — 18:35 — 71.

- Carr P. M., Kandel H. J., Porter P. M., Horsley R. D., Zwinger S. F. 2006. Wheat cultivar performance on certified organic fields in Minnesota and North Dakota. *Crop Sci.* 46: 1963 — 1971.
- Casler M.D., van Santen E. 2000. Patterns of variation in a collection of meadow fescue accessions. *Crop Sci.* 40: 248 — 255.
- Charakterystyka i technologia uprawy odmian pszenicy ozimej. 2003. IHAR Radzików.
- Chauhan Y. S., Wallace D. H., Johansen C., Singh L. 1998. Genotype-by-environment interaction effect on yield and its physiological bases in short-duration pigeonpea. *Field Crops Research* 59: 141 — 150.
- Cornelius P. L. 1993. Statistical tests and retention of terms in the additive main effects and multiplicative interaction model for cultivar trials. *Crop Sci.* 33: 1186 — 1193.
- Cornelius P. L., Crossa J., Seyedsadr M. 1996 Statistical tests and estimators of multiplicative models for genotype-by-environment interaction. W Kang M. S., Gauch H. G. (Eds.), *Genotype by Environment Interaction*. CRC Press, Boca Raton: 199 — 234.
- DeLacy, I. H., K. E. Basford, M. Cooper J. K., Bull C.G., McLaren. 1996 a. Analysis of multi-environment trials — an historical perspective. In M. Cooper and G. L. Hammer (ed.) *Plant adaptation and crop improvement*. CAB International. Wallingford, UK: 39 — 124.
- DeLacy, I. H., K. E. Basford, M. Cooper, Fox P.N. 1996 b. Retrospective analysis of historical data sets from multi-environment trials—theoretical development. In: M. Cooper and G.L. Hammer (ed.) *Plant adaptation and crop improvement*. CAB International. Wallingford, UK: 243 — 267.
- de la Vega A. J., Chapman S.C., Hall A. J. 2001. Genotype by environment interaction and indirect selection for yield in sunflower I. Two-mode pattern analysis of oil and biomass yield across environments in Argentina. *Field Crops Res.* 72: 17 — 38.
- de la Vega A.J., DeLacy I.H., Chapman S.C. 2007a. Changes in agronomic traits of sunflower hybrids over 20 years of breeding in central Argentina. *Field Crops Res.* 100:73 — 81.
- de la Vega A.J., DeLacy I.H., Chapman S.C. 2007b. Progress over 20 years of sunflower breeding in central Argentina. *Field Crops Res.* 100:61 — 72.
- De Vita P., Li Destri O., Nigro F., Platani C., Riefolo C., Di Fonzo N., Cattivelli L. 2007. Breeding progress in morpho-physiological, agronomical and qualitative traits of durum wheat cultivars released in Italy during the 20<sup>th</sup> century. *Europ. J. Agronomy* 26: 39 — 53.
- Donmez E., Sears R. G., Shroyer J. P., Paulsen G. M. 2001. Genetic gain in yield attributes of winter wheat in the Great Plains. *Crop Sci.* 41: 1412 — 1419.
- Elandt R. 1964. *Statystyka matematyczna w zastosowaniu do doświadczalnictwa rolniczego*. PWN, Warszawa.
- Fufa H., Baenziger P.S., Beecher B. S., Graybosch R. A., Eskridge K. M., Nelson L. A. 2005. Genetic improvement trends in agronomic performances and end-use quality characteristics among hard red winter wheat cultivars in Nebraska. *Euphytica* 144:187 — 198.
- Gauch H. G. 1992. *Statistical analysis of regional yield trials. AMMI analysis of factorial designs*. Elsevier Science, New York.
- Gauch H. G. 2006. Statistical analysis of yield trials by AMMI and GGE. *Crop Sci.* 46:1488 — 1500.
- Gauch H. G., Piepho H. P., Annicchiarico P. 2008. Statistical analysis of yield trials by AMMI and GGE: Further considerations. *Crop Sci.* 48: 866 — 889.
- GenStat. 2002. *The guide to Genstat. Release 6.1*. VSN International. Oxford, UK.
- Giunta F., Motzo R. Pruneddu G. 2007. Trends since 1900 in the yield potential of Italian-bred durum wheat cultivars. *Europ. J. Agron.* 27: 12 — 4.
- Gollob H. 1968. A statistical model which combines features of factor analytic and analysis of variance techniques. *Psychometrika* 33:73 — 115.
- Hausmann B. I. G., Obilana A. B., Ayiecho P. O., Blum A., Schipprack W., Geiger H. H. 2000. Yield and yield stability of four population types of grain sorghum in a semi-arid area of Kenya. *Crop Sci.* 40: 319 — 329.
- Kaya Y., Akcura M., Ayranci R., Taner S. 2006. Pattern analysis of multi-environment trials in bread wheat. *Commun. Biometry and Crop Sci.* 1:63 — 71.
- Lopez-Pereira M.L., Sadras V.O., Trapani, N. 1999. Genetic improvement of sunflower in Argentina between 1930 and 1995. I. Yield and its components. *Field Crops Res.* 62: 57 — 166.

- 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 — 31.
- McLaren C. G. 1996. Methods of data standardization used in pattern analysis and AMMI models for the analysis of international multi-environment variety trials. In: Cooper M., Hammer G. L., Eds. *Plant adaptation and crop improvement*. Wilingford, UK, CAB International: 225 — 242.
- Munoz P., Voltas J., Araus J. L., Igartua E., Romagosa I. 1998. Changes over time in the adaptation of barley releases in north-eastern Spain. *Plant Breeding* 117: 531 — 535.
- Patterson H. D. 1997. Analysis of series of variety trials. In R.A. Kempton, P.N. Fox (ed.) *Statistical methods for plant variety evaluation*. Chapman and Hall, London: 139 — 161.
- Patterson H. D., Thompson R. 1971. Recovery of inter-block information when block sizes are unequal. *Biometrika* 58: 545 — 554.
- Piepho, H. P., Möhring J. 2005. Best linear unbiased prediction of cultivar effects for subdivided target regions. *Crop Sci.* 45: 1151 — 1159.
- Piepho, H. P., Möhring J. 2006. Selection in cultivar trials — is it ignorable? *Crop Sci.* 46:192 — 201.
- Putto C., Patanothai A., Jogloy S., Pannangpetch K., Boote K. J., Hoogenboom G. 2008. Determination of efficient test sites for evaluation of peanut breeding lines using the CSM-CROPGRO-peanut model. *Field Crops Research*.
- R Development Core Team. 2007. *R: A language and environment for statistical computing*. R: Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.
- Rodriguez M., Rau D., Papa R., Attene G. 2008. Genotype by environment interactions in barley (*Hordeum vulgare* L.): different responses of landraces, recombinant inbred lines and varieties to Mediterranean environment. *Euphytica* (w druku, Online 1573–5060).
- Samonte S.O., Wilson L.T., McClung A.M., Medley J.C. 2005. Targeting cultivars onto rice growing environments using AMMI and SREG GGE biplot analyses. *Crop Sci.* 45: 2414 — 2424.
- SAS Institute. 2001. *SAS system for Windows*. v. 8.2. SAS Inst., Cary, NC.
- Searle S. R. 1987. *Linear models for unbalanced data*. J. Wiley & Sons, New York.
- Searle S. R., Casella G., McCulloch C.E. 1992. *Variance components*. Wiley, New York.
- Sharma R. C., Ortiz-Ferrara G., Crossa J., Bhatta M. R., Sufian M. A., Shoran J., Joshi A. K., Chand R. Singh G., Ortiz R. 2007. Wheat grain yield and stability assessed through regional trials in the Eastern Gangetic Plains of South Asia. *Euphytica* 157: 457 — 464.
- Sipaseuth Basnayake J., Fukai S., Inthapanya P., Changphengxay M. 2009. Consistency of genotypic performance of lowland rice in wet and dry season in Lao PDR. *Field Crops Research* 111: 47 — 54.
- Sivapalan S., O'Brien L., Ortiz-Ferrera G., Hollamby G. J., Barclay I., Martin P. J. 2000. An adaptation analysis of Australian and CIMMYT/ICARDA wheat germplasm in Australian production environments. *Aust. J. Agric. Res.* 51: 903 — 915.
- Slafer G. A., Satorre E. H., Andrade F. H. 1993. Increases in grain yield in wheat from breeding and associated physiological changes. In: Slafer, G. A. (Ed.). *Genetic Improvement of Field Crops*. Marcel Dekker, New York: 1 — 68.
- Smith A. B., Cullis B. R., Thompson R. 2005. The analysis of crop cultivar breeding and evaluation trials: an overview of current mixed model approaches. *J. Agr. Sci. Cam.* 143: 449 — 462.
- Tinker N. A., Yan W. 2006. Information systems for crop performance data. *Can. J. Plant Sci.* 86: 647 — 662.
- Tollenaar M., Lee E. A. 2002. Yield potential yield, yield stability and stress tolerance in maize. *Field Crops Research* 75: 161 — 170.
- Trethowan R. M., van Ginkel M., Rajaram S. 2002. Progress in breeding wheat for yield and adaptation in global drought affected environments. *Crop Sci.* 42: 1441 — 1446.
- van Eeuwijk F. A. 1995. Linear and bilinear models for the analysis of multi-environment trials: I. An inventory of models. *Euphytica* 84: 1 — 7.
- Voltas J., Romagosa I., Lafarga A., Armesto A.P., Sombrero A., Araus J. L. 1999. Genotype by environment interaction for grain yield and carbon isotope discrimination of barley in Mediterranean Spain. *Australian Journal of Agricultural Research* 50: 1263 — 1271.

- Zhang Y., He Z., Zhang A., van Ginkel M., Ye G. 2006 a. Pattern analysis on grain yield of Chinese and CIMMYT spring wheat cultivars grown in China and CIMMYT. *Euphytica* 147: 409 — 420.
- Zhang Y., He Z., Zhang A., van Ginkel M., Pena R. J., Ye G. 2006 b. Pattern analysis on protein properties of Chinese and CIMMYT spring wheat cultivars sown in China and CIMMYT. *Australian Journal of Agricultural Research* 57: 811 — 822.
- Zobel R. W., Wright M. J., Gauch H. G. 1988. Statistical analysis of a yield trial. *Agron. J.* 80: 388 — 393.