

MARZENA IWAŃSKA¹**WIESŁAW MĄDRY**¹**ANNA RAJFURA**¹**TADEUSZ DRZAZGA**²¹Katedra Doświadczalnictwa i Bioinformatyki SGGW w Warszawie²Hodowla Roślin Rolniczych — Nasiona Kobierzyc w Kobierzycach

Porównanie syntetycznych wskaźników stopnia szerokiej adaptacji odmian na przykładzie serii doświadczeń przedrejestracyjnych z pszenicą ozimą

Comparison of some indices for evaluating wide adaptation degree of cultivars on the basis of data from pre-registration trials with winter wheat

W doświadczalnictwie i hodowli roślin stopień szerokiej adaptacji odmian jest zwykle rozumiany jako zespolenie (integracja) oceny średniej genotypowej plonu i wariacji stabilności Shukli, jako miary stopnia stabilności plonowania odmiany w danym rejonie uprawy. Stopień szerokiej adaptacji odmiany zwiększa się wraz ze zwiększaniem średniej genotypowej oraz zwiększaniem stopnia stabilności wyrażonej przez zmniejszanie wariacji stabilności Shukli. Dobre miary stopnia szerokiej adaptacji odmian powinny zawierać zespoloną informację o średniej genotypowej oraz wariacji stabilności plonu. Zatem, powinny być dość silnie skorelowane z ich dwoma determinantami oraz powinny podobnie porządkować odmiany, jak te miary, które są w sposób zrównoważony uwarunkowane przez średni plon i jego stabilność. Uznaje się zwykle, że ich skorelowanie ze średnią genotypową plonu powinno być silniejsze, niż z wariacją stabilności. Miary, spełniające ten warunek odzwierciedlają wiernie stopień szerokiej adaptacji odmian. Celem pracy było zbadanie przydatności do oceny i uporządkowania stopnia szerokiej adaptacji odmian pod względem jednej miary nieparametrycznej i czterech miar parametrycznych. Rozpatrywaną miarą nieparametryczną jest miara Kanga, czyli wskaźnik średniego plonu i jego stabilności, YS . Natomiast, miarami parametrycznymi są: 1) wskaźnik niezawodności przewagi plonowania odmiany, $R(0)$, 2) średnia wartość funkcji niezawodności przewagi plonowania odmiany, MR , 3) wskaźnik nadrzędności plonowania odmiany, P oraz 4) niezawodny plon minimalny odmiany, I . W pracy wykorzystano dane dla plonu ziarna z 3 serii doświadczeń przedrejestracyjnych z pszenicą ozimą, przeprowadzonych w latach 1994, 2000 i 2006. Miary $I_{i(0,90)}$ i $I_{i(0,95)}$ najbardziej adekwatnie, wśród badanych miar, a także powtarzalnie w seriach doświadczeń, oceniają relatywny stopień szerokiej adaptacji odmian, ponieważ porządkują odmiany podobnie pod względem stopnia szerokiej adaptacji w zbiorze wszystkich badanych odmian oraz wśród około 40% najwyższej plonujących odmian. Miary YS , $R_i(0)$, $MR_{i,i}$ i P_i mniej adekwatnie, niż $I_{i(0,90)}$ i $I_{i(0,95)}$ oceniają stopień szerokiej adaptacji odmian w zbiorze wszystkich badanych odmian oraz w zredukowanym do 40% najwyższej plonujących odmian - taki obraz przydatności badanych miar jest

powtarzalny w seriach doświadczeń. Miary $I_{i(0,90)}$ i $I_{i(0,95)}$ gorzej odzwierciedlają relatywny stopień szerokiej adaptacji odmian, w zbiorze około 20% najwyższej plonujących odmian. Miary YS_i , $R_i(0)$, MR_i i P_i znacznie lepiej odzwierciedlają relatywny stopień szerokiej adaptacji, a zwłaszcza podobnie porządkują odmiany pod względem stopnia szerokiej adaptacji w zbiorze około 20% najwyższej plonujących odmian.

Słowa kluczowe: doświadczenia przedrejstrowe, miary stopnia szerokiej adaptacji odmian, plon ziarna, pszenica ozima

In experimental design and plant breeding a wide adaptation degree of the cultivar is understood as the combined information on genotypic mean of yield and Shukla's stability variance, to serve as a measure of the degree of yield stability of this cultivar in a given region of its cultivation. If both the genotypic yield mean and the degree of yield stability of the cultivar increase, the degree of wide adaptation of this cultivar also increases. The effective measures for wide adaptation degree of cultivars are expected to represent the combined information on a genotypic mean of yield and stability variance. Then, they should be strongly correlated both with a genotypic mean of yield and with stability variance, and ought to put the cultivars in order in a similar way like the measures that are in a balanced way determined by genotypic mean yield and stability variance. The measures that fulfill the above requirements are believed to reflect a relatively large degree of wide adaptation. The aim of the study was to compare the suitability of the measures to be used as criteria for selecting cultivars that show a relatively large degree of wide adaptation. In the analysis, one nonparametric measure (Kang's yield stability measure, YS) and four parametric measures: 1) reliability index of yield outperforming, $R(0)$, 2) mean value of yield outperforming reliability, MR, 3) superiority index, P, and 4) yield reliability index, I, were applied. The work was performed using data for grain yield obtained in three pre-registration cultivar trials with winter wheat done in the years 1994, 2000 and 2006. The measures $I_{i(0,90)}$ and $I_{i(0,95)}$ were found to be the most suitable tools for estimating a relative degree of wide adaptation, as they put in a similar order all the cultivars under study as well as about 40% of cultivars producing the highest yields. The measures YS_i , $R_i(0)$, MR_i and P_i appeared to be less useful in assessing a degree of wide adaptation of all winter wheat cultivars tested and of 40% of those giving the best yields. However, the measures $I_{i(0,90)}$ and $I_{i(0,95)}$, as compared to the other ones, turned out to be the worse tool in determining a relative degree of wide adaptation in 20% of the cultivars producing the highest yields.

Key words: grain yield, pre-registration trials, statistical measures, wide adaptation degree, winter wheat

WSTĘP

Naturą odmian roślin uprawnych jest ich zróżnicowana reakcja plonu i innych cech użytkowych na zmienne warunki środowiskowe w miejscowościach (polach), latach, systemach rolnictwa, systemach uprawy itp. Takie zjawisko nazywa się interakcją genotypowo-środowiskową, czyli interakcją GE. Z jej powodu w różnych środowiskach nie te same odmiany mogą relatywnie wysoko plonować. Pojęcie „relatywnie wysokie plonowanie odmiany w danym środowisku” wymaga sprecyzowania, albowiem będzie ono odgrywało dużą rolę w konstrukcji metod statystycznych w tej pracy, proponowanych do stosowania przy ocenie plonowania odmian na podstawie serii doświadczeń. Zatem, to sprecyzowanie odnosi się głównie do doświadczalnictwa odmianowego. Relatywnie wysokie plonowanie odmiany w danym środowisku (miejscowości-stacji doświadczałnej) określamy jako uzyskiwanie przez nią takiego plonu (średniego z powtórzeń w jednym roku lub średniego z powtórzeń i lat badań), który nie okazuje się istotnie (w sensie

statystycznym lub merytorycznym) niższy od średniego plonu innych badanych odmian, którymi mogą być zarejestrowane odmiany lub rody zgłoszone do testowania.

Interakcja GE dotycząca plonowania i innych ważnych cech rolniczych odmian w miejscowościach ma poważne konsekwencje dla hodowli i uprawy roślin. Hodowca, chcąc wypełnić swoją rolę niesienia postępu biologicznego w rolnictwie, może dążyć do wytworzenia odmian relatywnie wysoko plonujących tylko w przestrzennie zmiennych warunkach środowiskowych pewnego typu w obrębie rozpatrywanego rejonu uprawy, czyli odmian o wąskiej (lokalnej) adaptacji (Gauch, 1992; Gauch i Zobel, 1996; Annicchiarico, 2002), albo do uzyskania odmian plonujących relatywnie wysoko w prawie każdym, przestrzennie różnorodnych warunkach rozpatrywanego rejonu uprawy, czyli odmian o szerokiej adaptacji (Allard i Bradshaw, 1964; Kang i Pham, 1991; Annicchiarico, 2002). W praktyce rolniczej w różnych krajach, także w Polsce, preferowane są odmiany o szerokiej adaptacji (Kang i Pham, 1991; Rajfura i Mądry, 2001; Mądry, 2002; Mohammadi i Amri, 2008; Sabaghnia i in., 2008). Wykazują one dużą zdolność adaptacyjną, czyli adaptacyjność (ang. adaptability) w przestrzeni rolniczej danego rejonu uprawy.

Pojęcie szerokiej adaptacji odmiany jest powszechnie stosowane w agronomii, najczęściej zaś w doświadczalnictwie i hodowli roślin. Jednakże, nie jest ono jednoznacznie zdefiniowane, lecz rozumiane w dwojakim sensie intuicyjnym. W pierwszym sensie, szeroka adaptacja jest rozumiana jako krzywa reakcji plonu odmiany względem zmiennych warunków środowiskowych w miejscowościach serii doświadczeń, wskazująca na jej relatywnie wysokie plonowanie we wszystkich lub w większości testowanych miejscowości, stanowiących próbę reprezentatywną z danego rejonu uprawy. W drugim sensie, szeroka adaptacja odmiany jest charakterystyką, obejmującą jednocześnie relatywnie wysoką średnią genotypową plonu (średnią poprzez populację miejscowości w rejonie uprawy) i stabilne plonowanie. Takie dualne rozumienie szerokiej adaptacji odmiany jest równoważne merytorycznie, tzn. odmiana posiadająca szeroką adaptację w jednym sensie, wykazuje tę własność w drugim sensie. Z podanego, klasycznego, rozumienia szerokiej adaptacji odmiany wynika, że w badanym zbiorze odmian, jedna lub więcej może wyróżniać się szeroką adaptacją. Takie podejście do szerokiej adaptacji odmiany inspirowane do doświadczalnej oceny zbioru odmian w kategoriach zmiennej zero-jedynkowej, tzn. wskazującej odmianę (lub odmiany) o szerokiej adaptacji i resztę odmian, o których można powiedzieć, że nie posiadają szerokiej adaptacji. Ocena ta nie jest wystarczająca, albowiem na podstawie wymienionych dwóch alternatywnych podejść (kryteriów) trudno jest jednoznacznie podzielić badane odmiany na dwie grupy, tj. te, które wykazują szeroką adaptację oraz te, które nie wykazują tej własności. Czasami nawet na podstawie każdego z dwóch wymienionych, alternatywnych kryteriów i danych z doświadczeń odmianowych, może być trudno znaleźć jednoznacznie jedną lub więcej odmian o szerokiej adaptacji, jeśli interakcja GE ma duże znaczenie i powoduje bardzo zróżnicowane kształty środowiskowej funkcji reakcji plonu odmian.

Wymienione dylematy w praktycznym posługiwaniu się koncepcją szerokiej adaptacji odmiany skłaniają do wprowadzenia nowego pojęcia, które nazwiemy stopniem szerokiej adaptacji odmiany, proponując je do rozważenia w doświadczalnictwie i hodowli roślin.

Stopień szerokiej adaptacji odmiany powinien ujmować w bardziej sprawny i sformalizowany sposób, intuicyjnie zauważalną stopniowalność szerokiej adaptacji odmiany. Zatem, stopień szerokiej adaptacji odmiany określamy jako jej charakterystykę, wyrażoną przez odpowiednie zespolenie (integrację) średniej genotypowej plonu i wariancji stabilności Shukli, jako miary stopnia stabilności jej plonowania. Przyjmujemy, że stopień szerokiej adaptacji odmiany zwiększa się wraz ze zwiększaniem średniej genotypowej oraz zwiększaniem stopnia stabilności, wyrażonej przez zmniejszanie wariancji stabilności Shukli.

Do oceny stopnia szerokiej adaptacji odmian w serii doświadczeń w celu adekwatnego ich uporządkowania pod tym względem i trafnego wyboru odmian (rodów) posiadających relatywnie najwyższy stopień szerokiej adaptacji, pomocne jest zastosowanie miar parametrycznych lub nieparametrycznych (Kang i Pham, 1991; Flores i in., 1998; Mohammadi i Amri, 2008). Dobre miary stopnia szerokiej adaptacji odmian powinny zawierać zarówno informację o średniej genotypowej jak i o wariancji stabilności plonu (Kang, 1988; Kang i Pham, 1991; Kang, 1993; Rajfura i Mądry, 2001; Mądry, 2002; Sabaghnia i in., 2008). Zatem, powinny być one dość silnie skorelowane z ich dwoma determinantami, tj. średnią genotypową oraz wariancją stabilności plonu. Uznaje się zwykle, że ich skorelowanie ze średnią genotypową plonu powinno być silniejsze, niż z wariancją stabilności (Kang i Pham, 1991; Kang, 1993; Sabaghnia i in., 2008). Miary, spełniające ten warunek odzwierciedlają wiernie stopień szerokiej adaptacji odmian. Można oczekiwać, że odmiany są porządkowane podobnie (zgodnie) pod względem miar uwarunkowanych w sposób podany wyżej przez wskazane determinanty. Potwierdzenie tego przypuszczenia na podstawie silnych lub dość silnych korelacji rang odmian względem takich miar jest wzmocnieniem przekonania o ich przydatności jako kryterium do poprawnej oceny plonowania odmian pod kątem ich szerokiej adaptacji i do wyboru tych o najwyższym stopniu szerokiej adaptacji. Za gorsze lub nieodpowiednie miary stopnia szerokiej adaptacji odmian uznajemy takie, które są skorelowane ze średnią genotypową plonu oraz wariancją stabilności w sposób niepożądany, czyli skorelowane słabo z dwoma determinantami lub relatywnie za silnie z jednym z nich, w stosunku do drugiego. W ten sposób uwarunkowane miary nie stanowiłyby takiego pożądanego zespolenia średniej genotypowej plonu oraz wariancji stabilności, które jest konieczne do stworzenia efektywnego kryterium stopnia szerokiej adaptacji odmian. Należy oczekiwać, że zgodność (podobieństwo) uporządkowania odmian pod względem miar niewłaściwie uwarunkowanych przez obydwa determinanty oraz pod względem dobrych miar, opisanych wcześniej, będzie znacznie mniejsza, niż wzajemna zgodność uporządkowania odmian pod względem dobrych miar. Potwierdzenie tego na podstawie odpowiednich relacji między korelacjami rang odmian względem dobrych i gorszych lub złych miar będzie wzmocnieniem przekonania o przydatności miar, uznanych za dobre (efektywne) na podstawie pożądanego ich skorelowania ze średnią genotypową i wariancją stabilności plonu.

W tej pracy podjęto metodyczno-statystyczną próbę oceny przydatności jednej miary nieparametrycznej i czterech miar parametrycznych do badania relatywnego stopnia szerokiej adaptacji odmian pszenicy ozimej. Celem prowadzonych rozważań jest 1)

określenie związku statystycznego (korelacji rang Spearmana) między każdą z tych miar stopnia szerokiej adaptacji odmian, a średnią genotypową plonu i wariancją stabilności Shukli oraz 2) ocena zgodności uporządkowania odmian pod względem rozpatrywanych miar za pomocą analizy korelacji rang. W ten sposób można sprawdzić zgodność uporządkowania odmian pod względem miar stopnia szerokiej adaptacji, uwarunkowanych w sposób pożądaný i niepożądaný przez średnią genotypową plonu oraz wariancją stabilności. Badania wykonano na podstawie danych dla plonu ziarna z 3 serii doświadczeń przedrejestrów z pszenicą ozimą.

MATERIAŁ I METODY

Materiał doświadczalny

Serie doświadczeń przedrejestrów wykonywane są przez hodowców w kilku stacjach (miejscowościach), wybranych możliwie reprezentatywnie z rozpatrywanego rejonu uprawy (zwykle całego kraju). W seriach doświadczeń przedrejestrów obserwuje się rolniczy plon roślin badanego gatunku, np. pszenicy ozimej. Zgodnie z metodyką, przyjętą w Polsce, w każdej miejscowości, zakłada się jednoroczne doświadczenia polowe z dużą liczbą odmian (około 50), w niekompletnym układzie blokowym, w 3 lub 4 powtórzeniach. W każdym roku zestaw odmian zmienia się prawie całkowicie, jedynie te same odmiany wzorcowe są wykorzystywane przez kilka lat.

W niniejszych badaniach wykorzystano wyniki 3 serii doświadczeń przedrejestrów z odmianami pszenicy ozimej, pochodzącymi z różnych ośrodków hodowlanych w Polsce. Doświadczenia te przeprowadzono w latach 1994, 2000 i 2006 (tab. 1). Koordynatorem tych doświadczeń jest Instytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin, Oddział w Krakowie. Liczba odmian w badanych seriach była różna, od 56 do 68. Rozpatrywane odmiany stanowią próbę reprezentatywną z populacji hodowlanej (puli genowej) pszenicy ozimej, z której wyprowadzane są polskie odmiany tego gatunku. Liczba miejscowości w latach zmieniała się od 14 do 7, były one wybierane spośród 15 miejscowości, reprezentujących przestrzeń rolniczą Polski. Liczba powtórzeń wynosiła 4 w latach 1994 i 2000, a w 2006 została ona zredukowana do 3. W poszczególnych latach stosowano różne odmiany wzorcowe, tzn. Emika, Almari, Kobra, Elena, Tonacja (tab. 1).

Pojedyncze doświadczenia jednoczynnikowe były zakładane w układzie bloków niekompletnych w 3 lub 4 powtórzeniach, zależnie od lat badań. Na podstawie zebranych danych dla plonu wykonano analizy wariancji w układzie blokowym w każdej miejscowości. W ten sposób obliczono średnie z powtórzeń dla odmian w doświadczeniach lokalnych (średnie poprawione dla odmian w układach blokowych) oraz średnie kwadraty odchyłeń dla błędu doświadczalnego w każdej miejscowości. Przy estymacji średnich poprawionych dla odmian przyjęto restrykcje ważone na efekty odmianowe, aby były one jednoznacznie estymowane. Zastosowano program Eksplan wersja 2 (Krajewski i in., 2006).

Charakterystyka serii doświadczeń przedrejestrowych z lat 1994, 2000 i 2006
Characteristics of the pre-registration cultivar trials in the years 1994, 2000 and 2006

| | 1994 | 2000 | 2006 |
|---|---------------|--------------|----------------|
| Liczba odmian No. of cultivars | 58 | 68 | 56 |
| Liczba miejscowości No. of locations | 14 | 7 | 7 |
| Odmiany wzorcowe Check varieties | Emika, Almari | Kobra, Elena | Kobra, Tonacja |
| Liczba powtórzeń No. of replicates | 4 | 4 | 3 |

Analiza statystyczna danych

Rozpatrywane metody i miary stopnia szerokiej adaptacji odmian zastosowano dla średnich plonu ziarna odmian z n powtórzeń (średnich genotypowych, poprawionych w układach blokowych) w każdej miejscowości. Średnie te uporządkowano w klasyfikacji dwukierunkowej krzyżowej o postaci odmiany \times miejscowości z jedną obserwacją w podklasie. Wybrane miejscowości, stanowią próbę reprezentatywną dla populacji pól uprawnych, składających się na rozpatrywany rejon uprawy.

Do statystycznej analizy tych danych, obejmującej analizę wariancji i ocenę miar stopnia szerokiej adaptacji odmian, zastosowano następujący model mieszany (Shukla 1972):

$$\bar{y}_{ij} = m + g_i + e_j + ge_{ij} + \bar{\epsilon}_{ij}$$

gdzie: \bar{y}_{ij} jest średnią obserwacji plonu z n powtórzeń dla i -tej odmiany ($i=1, 2, \dots, I$) w j tej miejscowości ($j=1, 2, \dots, J$), m jest średnią ogólną, g_i jest stałym efektem głównym i -tej odmiany, e_j jest losowym efektem głównym j -tej miejscowości, ge_{ij} jest losowym efektem interakcji i -tej odmiany z j -tą miejscowością, $\bar{\epsilon}_{ij}$ jest średnim błędem doświadczalnym dla (i, j) -tej kombinacji odmiany i miejscowości.

Analizę wariancji wykonano według podanego modelu Shukli za pomocą programu Statgraphics Plus wersja 4.1 oraz aplikacji napisanych w arkuszu kalkulacyjnym Excel, przygotowującej dane w klasyfikacji odmiany \times miejscowości do tego programu.

Na podstawie modelu analizy wariancji określamy miarę nieparametryczną i miary parametryczne stopnia szerokiej adaptacji odmian. Rozpatrywaną miarą nieparametryczną jest miara Kanga, czyli wskaźnik średniego plonu i jego stabilności (Kang, 1993). Natomiast, miarami parametrycznymi są:

- wskaźnik niezawodności przewagi plonowania odmiany (Eskridge i in., 1992, 1993),
- średnia wartość funkcji niezawodności przewagi d plonowania odmiany,
- wskaźnik nadrzędności plonowania odmiany (Lin i Binns, 1988; Mohammadi i Amri, 2008),
- niezawodny plon minimalny odmiany (Kataoka, 1963; Annicchiarico, 2002; Mohammadi i Amri, 2008).

Miara Kanga, czyli wskaźnik średniego plonu i jego stabilności odmiany (ang. Kang's yield-stability measure, *YS*) jest klasyczną miarą, stanowiącą pewną funkcję ważoną zarówno średniej genotypowej plonu, jak i wariancji stabilności Shukli (Shukla, 1972).

Przy tworzeniu miary Kanga (wskaźnik YS_i), rangom dla odmian względem średniej i wariancji stabilności przypisuje się odpowiednie wagi, czyli waży się rangi zarówno dla średniej genotypowej, jak i dla wariancji stabilności (Kang, 1993; Rajfura i Mądry, 2001, 2002). Jeżeli jednocześnie średnia genotypowa plonu odmian (średnia poprzez badane miejscowości) rośnie i stopień stabilności plonu odmian rośnie (wariancja stabilności maleje), to wskaźnik YS_i wzrasta, co oznacza zwiększanie się stopnia szerokiej adaptacji odmiany. Im wyższa wartość miary Kanga w zbiorze badanych odmian, tym odmiana posiada relatywnie (w stosunku do innych badanych odmian) wyższy stopień szerokiej adaptacji. Algorytm obliczania wartości miary Kanga jest podany przez Kanga (1993), Kanga i Magariego (1996) oraz Rajfurę i Mądrego (2001). Miarę YS_i obliczono dla danych w każdej serii doświadczeń za pomocą programu STABLE (Kang i Magari, 1995).

Funkcja niezawodności przewagi plonowania odmiany o co najmniej d ponad średnią środowiskową $R_i(d)$ (ang. reliability function of environmental yield outperforming) jest prawdopodobieństwem (częstością) zdarzenia, że plon odmiany jest wyższy od środowiskowych średnich plonu (średnich z badanych odmian w danej miejscowości) o co najmniej wartość d ($d \in \langle 0, d_{max} \rangle$) w populacji miejscowości rozpatrywanego, tj. docelowego rejonu uprawy (Eskridge i Mumm, 1992; Eskridge i in., 1993; Iwańska i in., 2008). Funkcję $R_i(d)$ nazwiemy krótko funkcją niezawodności przewagi d plonowania odmiany. Wartość funkcji $R_i(d)$ dla określonej przewagi d nazwiemy wskaźnikiem niezawodności przewagi d plonowania odmiany.

Jeżeli przewaga plonu odmiany ponad średnią środowiskową wynosi co najmniej 0, czyli $d = 0$, wówczas wskaźnik $R_i(d)$ nazwiemy wskaźnikiem niezawodności przewagi plonowania odmiany i oznaczymy go symbolem $R_i(0)$ — (ang. reliability index of yield outperforming). Im wartość wskaźnika niezawodności przewagi plonowania odmiany, $R_i(0)$, jest bliższa 1 (100%), tym odmiana posiada wyższy stopień szerokiej adaptacji.

Do oszacowania wskaźnika niezawodności przewagi plonowania odmiany $R_i(0)$ zastosujemy estymator $\hat{R}_i(d = 0)$, , stanowiący iloraz liczby miejscowości (l_i), w których plon odmiany przekroczył średni plon środowiskowy oraz liczby badanych miejscowości (I), czyli:

$$\hat{R}_i(d = 0) = \frac{l_i}{I}$$

Średnia wartość funkcji niezawodności przewagi d plonowania odmiany, MR_i , jest średnią wartością ocen wskaźnika niezawodności przewagi d plonowania odmiany, $\hat{R}_i(d)$, przy kilku wartościach d , wybranych ze zbioru $d \in \langle 0, d_{max} \rangle$, np. przy $d_1 = 0$, $d_2 = 0,25(\bar{y}_{i\ max} - \bar{y})$, $d_3 = 0,5(\bar{y}_{i\ max} - \bar{y})$ i $d_{max} = 0,75(\bar{y}_{i\ max} - \bar{y})$, gdzie $(\bar{y}_{i\ max} - \bar{y})$ jest różnicą między maksymalną średnią genotypową plonu, $\bar{y}_{i\ max}$, wśród badanych odmian, a \bar{y} jest średnią ogólną plonu dla danej serii doświadczeń odmianowych. Im wartość wskaźnika MR_i jest bliższa 1 (100%), tym odmiana odznacza się większym stopniem szerokiej adaptacji.

Wskaźnik nadrzędności plonowania odmiany (ang. superiority index), P_i , jest średnim kwadratem różnic plonów tej odmiany w badanych miejscowościach od plonów

maksymalnych, uzyskiwanych przez jedną lub różne odmiany w tych miejscowościach. Jest on wyrażony następująco (Lin i Binns, 1988; Mohammadi i Amri, 2008):

$$P_i = \sum_{j=1}^J (\bar{y}_{ij} - M_j)^2 / 2J$$

gdzie: P_i jest wskaźnikiem nadrzędności plonowania i -tej odmiany, \bar{y}_{ij} jest średnim plonem i -tej odmiany w j -tej miejscowości, M_j jest plonem odmiany najwyżej plonującej wśród badanych odmian w j -tej miejscowości, J jest liczbą badanych miejscowości. Wskaźnik P_i można przedstawić jako następującą sumę dwóch składników:

$$P_i = \left[J(\bar{y}_i - \bar{M})^2 + \sum_{j=1}^J (\bar{y}_{ij} - \bar{y}_i - M_j + \bar{M})^2 \right] / 2J$$

$$\bar{y}_i = \sum_{j=1}^J y_{ij} / J, \quad \bar{M} = \sum_{j=1}^J M_j / J$$

Pierwszą część wskaźnika P_i stanowi połowę kwadratu odchylenia średniego plonu i -tej odmiany od średniej maksymalnych plonów, a drugą część, średni kwadrat odpowiednich efektów związanych z interakcją GE. W związku z tym, wskaźnik P_i może być traktowany jako rezultat zarówno genotypowych efektów głównych, jak i efektów interakcji GE. Im mniejsza jest wartość wskaźnika nadrzędności P_i (wartość bliska zeru lub równa zeru) tym odmiana posiada większy stopień szerokiej adaptacji, czyli plonuje ona bliżej maksymalnych plonów odmiany (lub różnych odmian) w badanych miejscowościach.

Niezawodny plon minimalny odmiany (ang. yield reliability index), $I_{i(P)}$, jest wartością plonu, przekraczaną przez tę odmianą z założonym dużym prawdopodobieństwem P w populacji miejscowości, stanowiącej rejon uprawy (Kataoka, 1963; Annicchiarico, 2002; Mohammadi i Amri, 2008). Wskaźnik $I_{i(P)}$ jest określony za pomocą wzoru:

$$I_{i(P)} = \bar{y}_i - z_P S_{E(i)}$$

gdzie: $I_{i(P)}$ jest niezawodnym plonem minimalnym i -tej odmiany, \bar{y}_i jest średnią genotypową plonu, z_P jest wartością standaryzowanego rozkładu normalnego, dla której funkcja dystrybuanty tej zmiennej losowej jest równa P (z_P jest wartością standaryzowanego rozkładu normalnego nie przekraczaną z prawdopodobieństwem P), $S_{E(i)}$ jest pierwiastkiem kwadratowym z wariancji środowiskowej plonu i -tej odmiany, czyli jej środowiskowym odchyleniem standardowym.

Im wyższa jest wartość wskaźnika, $I_{i(P)}$, tym odmiana posiada większy stopień szerokiej adaptacji.

WYNIKI I DYSKUSJA

Analiza wariancji plonu, przeprowadzona według modelu mieszanego w każdej serii doświadczeń wykazała istotne efekty główne dla odmian oraz dla efektów interakcji GE we wszystkich seriach (wyników nie podano w tej pracy). Oznacza to, że badane odmiany w każdej serii doświadczeń były zróżnicowane pod względem średnich plonów oraz ich

reakcja plonowania na zmienne warunki środowiskowe w miejscowościach była odmienna. Zatem, badane odmiany posiadały zróżnicowaną stabilność plonowania. Ze względu na zróżnicowane ich średnie genotypowe, porównywane odmiany w obrębie serii doświadczeń posiadały zróżnicowany stopień szerokiej adaptacji. Zatem, uzasadniona jest ocena ich stopnia szerokiej adaptacji za pomocą proponowanych miar i badanie podobieństwa wyników tej oceny, dokonanej przez te miary.

Empiryczną ocenę zgodności uporządkowania odmian pod względem badanych miar stopnia szerokiej adaptacji odmian wykonano za pomocą analizy korelacji rang Spearmana na podstawie danych dla plonu ziarna odmiany pszenicy ozimej w 3 seriach doświadczeń przedrejestranych. Przykłady podobnych podejść znajdują się w pracach Kanga i Phama (1991), Floresa i wsp. (1998) oraz Mohammadiego i Amri (2008).

W tabelach 2, 3 i 4 przedstawiono oceny współczynników korelacji rang Spearmana pomiędzy średnią genotypową plonu i wariancją stabilności odmian oraz miarami stopnia szerokiej adaptacji odmian, a także pomiędzy poszczególnymi miarami stopnia szerokiej adaptacji, biorąc do oceny tych korelacji następujące zbiory odmian w każdej serii:

1. w zbiorze wszystkich badanych odmian (tab. 2),
2. w zbiorze około 40% średnio najwyższych plonujących odmian (tab. 3),
3. w zbiorze około 20% średnio najwyższych plonujących odmian (tab. 4).

Na podstawie ocen współczynników korelacji rang pomiędzy miarami stopnia szerokiej adaptacji odmian (w wierszach tabel 2, 3 i 4), a średnią genotypową plonu i wariancją stabilności (w dwóch kolumnach zaznaczonych na kolor szary) zbadano każdą z tych miar pod względem uwarunkowania (skorelowania) przez średnią genotypową i wariancję stabilności plonowania. W przedstawianych tabelach współczynniki korelacji rang pomiędzy miarami stopnia szerokiej adaptacji znajdują się w pięciu ostatnich kolumnach, zaznaczonych na ciemno- i jasno-szary kolor. W kolumnach ciemnoszarych podano współczynniki korelacji rang o wartościach bezwzględnych (w zakresie 0,7-0,9), natomiast w kolumnach jasnoszarych, współczynniki korelacji rang o wyraźnie mniejszych wartościach bezwzględnych (w zakresie 0,5-0,8).

W trzech seriach doświadczeń rangi odmian w całym ich zbiorze, przypisane miarom YS_i , $R_i(0)$, MR_i i P_i , były silnie skorelowane ze średnią genotypową plonu (współczynniki korelacji były co do wartości bezwzględnych zbliżone do 0,9), zaś słabo z wariancją stabilności (współczynniki korelacji były zbliżone bezwzględnie do 0,2-0,3) - (tab. 2). Podobne wyniki dla miary P_i uzyskali Kang i Pham (1991), Flores i in. 1998, Sabaghnia i in., 2008). Miary YS_i i P_i wykazały istotnie słabe korelacje rangowe z wariancją stabilności plonowania, a miary $R_i(0)$ i MR_i były z nią nieistotnie skorelowane. Wskazuje to, że miary YS_i , $R_i(0)$, MR_i i P_i okazały się lepiej odzwierciedlać średni plon odmian, niż stabilność plonu. Inaczej mówiąc, uporządkowanie odmian pod względem miar YS_i , $R_i(0)$, MR_i i P_i było bardziej podobne do ich uporządkowania względem średniej genotypowej plonu, niż wariancji stabilności. Uwarunkowanie miar $I_{i(0,90)}$ i $I_{i(0,95)}$ przez średnią genotypową plonu i wariancję stabilności było bardziej zrównoważone, niż pozostałych miar (współczynniki korelacji ze średnią genotypową były zbliżone do 0,85, zaś z wariancją stabilności były w zakresie od -0,4 do -0,6).

Tabela 2

Współczynniki korelacji rang Spearmana między miarami stopnia szerokiej adaptacji odmian na podstawie danych dla plonu wszystkich badanych odmian pszenicy ozimej w seriach doświadczeń przedrejestrowych w latach 1994, 2000 i 2006
Spearman's coefficients of rank correlation between measures of wide adaptation degree of winter wheat cultivars on the basis of data for all tested winter wheat cultivars from pre-registration cultivar trials carried out in years 1994, 2000 and 2006

| Miary stabilności i stopnia szerokiej adaptacji Stability and wide adaptation degree of measures | Serie dośw. przedrejestr. w latach 1994, 2000 i 2006 Pre-registration cultivar trials in years 1994, 2000 and 2006 | Średnia genotypowa plonu Genotypic mean yield | Wariancja stabilności Stability variance | Miara YS _i Kang's yield-stability measure | R _i (0) | MR _i | P _i | I _i (0,90) |
|---|---|--|---|---|--------------------|-----------------|----------------|-----------------------|
| Wariancja stabilności Stability variance | 1994 | -0,22* | | | | | | |
| | 2000 | -0,19 | | | | | | |
| | 2006 | -0,27** | | | | | | |
| YS _i | 1994 | 0,99** | -0,28** | | | | | |
| | 2000 | 0,99** | -0,31** | | | | | |
| | 2006 | 0,99** | -0,39** | | | | | |
| R _i (0) | 1994 | 0,95** | -0,20 | 0,94** | | | | |
| | 2000 | 0,94** | -0,21* | 0,94** | | | | |
| | 2006 | 0,85** | -0,22* | 0,85** | | | | |
| MR _i | 1994 | 0,93** | 0,02 | 0,91** | 0,93** | | | |
| | 2000 | 0,97** | -0,07 | 0,95** | 0,95** | | | |
| | 2006 | 0,97** | -0,08 | 0,9** | 0,91** | | | |
| P _i | 1994 | -0,99** | 0,31** | -0,99** | -0,94** | -0,90** | | |
| | 2000 | -0,98** | 0,31** | -0,99** | -0,92** | -0,92** | | |
| | 2006 | -0,98** | 0,4** | -0,99** | -0,84** | -0,88** | | |
| I _i (0,90) | 1994 | 0,83** | -0,47** | 0,84** | 0,8** | 0,72** | -0,86** | |
| | 2000 | 0,89** | -0,30** | 0,9** | 0,84** | 0,84** | -0,9** | |
| | 2006 | 0,86** | -0,58** | 0,89** | 0,8** | 0,75** | -0,89** | |
| I _i (0,95) | 1994 | 0,77** | -0,50** | 0,77** | 0,74** | 0,65** | -0,80** | 0,99** |
| | 2000 | 0,85** | -0,34** | 0,87** | 0,80** | 0,80** | -0,87** | 0,99** |
| | 2006 | 0,82** | -0,63** | 0,86** | 0,76** | 0,70** | -0,86** | 0,99** |

(**) oznacza istotne współczynniki korelacji rang Spearmana przy poziomie istotności $\alpha=0,05$, $0,05 < P < 0,01$ ($\alpha=0,01$, $P < 0,01$); significant Spearman's coefficients of rank correlation at the level $\alpha=0,05$, $0,05 < P < 0,01$ ($\alpha=0,01$, $P < 0,01$)

Wynika stąd, że miary YS_i, R_i(0), MR_i i P_i są wskaźnikami, zawierającymi znacznie gorzej zespoloną (zintegrowaną w sposób niezrównoważony), informację o średnim plonowaniu odmian i jego stabilności, niż miary I_i(0,90) i I_i(0,95). Są one gorzej uwarunkowane przez obydwa determinanty i przez to mniej adekwatnie, niż miary I_i(0,90) i I_i(0,95) oceniają stopień szerokiej adaptacji odmian w dużym zbiorze. Silne korelacje rang między miarami YS_i, R_i(0), MR_i i P_i (współczynniki korelacji rang były powyżej 0,9) wskazują, że są one wskaźnikami, w podobny sposób oceniającymi stopień szerokiej adaptacji odmian w dużym zbiorze, chociaż mniej adekwatnie, niż miary I_i(0,90) i I_i(0,95). Silne korelacje rang między I_i(0,90) i I_i(0,95) potwierdzają dodatkowo, że te obie miary są równoważnymi

wskaźnikami, oceniającymi adekwatnie stopień szerokiej adaptacji odmian w dużym zbiorze, ponieważ porządkowały one odmiany bardzo zgodnie. Powtarzalność zgodności uporządkowania całego zbioru odmian pod względem badanych miar była duża w poszczególnych seriach doświadczeń w latach (tab. 2).

Taką samą analizę korelacji rang przeprowadzono w trzech seriach doświadczeń dla zbioru około 40% najwyższej plonujących odmian (tab. 3). Stwierdzono, że rangi przypisane odmianom ze względu na miary YS_i , $R_i(0)$, MR_i i P_i były dość silnie skorelowane z rangami dla średniej genotypowej plonu (współczynniki korelacji były bezwzględnie zbliżone do 0,8-0,9) oraz umiarkowanie lub słabo skorelowane z rangami dla wariacji stabilności (współczynniki korelacji były bezwzględnie w zakresie 0,4-0,6 dla YS_i i $R_i(0)$ oraz 0,1-0,3 dla MR_i i P_i) — (tab. 3). Wskazuje to, że w znacznie zredukowanym zbiorze odmian do 40% najwyższej plonujących, miary YS_i , $R_i(0)$, MR_i i P_i okazały się także być bardziej adekwatnym wskaźnikiem średniego plonowania odmian, niż stabilności plonu. Jednakże, uwarunkowanie tych czterech miar przez średnią plonu i wariację stabilności jest trochę bardziej zrównoważone w zredukowanym zbiorze odmian, niż w ich pełnym zbiorze. Zatem, wymienione cztery miary są bardziej adekwatnym wskaźnikiem stopnia szerokiej adaptacji odmian w zredukowanym zbiorze do około połowy najwyższej plonujących odmian, niż w pełnym zbiorze. W zredukowanym zbiorze odmian miary $I_{i(0,90)}$ i $I_{i(0,95)}$ były umiarkowanie skorelowane ze średnią genotypową (współczynniki korelacji były w zakresie 0,6-0,7) oraz z wariacją stabilności (współczynniki korelacji były w zakresie od -0,5 do -0,6). Podobnie, jak dla miar YS_i , $R_i(0)$, MR_i i P_i , uwarunkowanie miar $I_{i(0,90)}$ i $I_{i(0,95)}$ przez średnią plonu i wariację stabilności było bardziej zrównoważone w zredukowanym zbiorze odmian, niż w ich pełnym zbiorze. Jednakże, miary $I_{i(0,90)}$ i $I_{i(0,95)}$ będąc lepiej uwarunkowane przez oba determinanty, niż miary YS_i , $R_i(0)$, MR_i i P_i i w stosunku do nich lepiej też odzwierciedlają stopień szerokiej adaptacji odmian. Silne korelacje rang między $I_{i(0,90)}$ oraz $I_{i(0,95)}$ potwierdzają ich równoważną przydatność do oceny stopnia szerokiej adaptacji odmian. Są one także bardziej adekwatnym miernikiem badanej własności odmian w 40% grupie najwyższej plonujących odmian, niż miary YS_i , $R_i(0)$, MR_i i P_i , które porządkują odmiany dość zgodnie (współczynniki korelacji rang w okolicach 0,9), co świadczy o ich podobnej przydatności. Powtarzalność zgodności uporządkowania odmian pod względem badanych miar w 40% grupie najwyższej plonujących odmian była także dość duża w poszczególnych seriach doświadczeń w latach (tab. 3).

W trzech rozpatrywanych seriach doświadczeń przedstawiono jeszcze ocenę współczynników korelacji rang dla zredukowanego do około 20% zbioru najwyższej plonujących odmian (tab. 4). Stwierdzono, że wyznaczone rangi dla miar YS_i , $R_i(0)$, MR_i i P_i były dość silnie i umiarkowanie skorelowane z rangami dla średniej genotypowej plonu. Istotne współczynniki korelacji rang były w zakresie od -0,9 do -0,6 dla P_i , natomiast dla MR_i , YS_i i $R_i(0)$ były one w zakresie od 0,4 do 0,8, zaś niektóre z nich okazały się nieistotne. Wykazano dość silnie i umiarkowanie skorelowane z rangami dla wariacji stabilności (współczynniki korelacji rang były w zakresie od -0,9 do 0 dla $R_i(0)$ i MR_i oraz w zakresie 0-0,6 dla P_i), zaś w zakresie -0,9 do -0,4 dla YS_i , (tab. 4).

Tabela 3

Współczynniki korelacji rang Spearmana między miarami stopnia szerokiej adaptacji odmian podstawie danych dla plonu około 40% najwyższej plonujących odmian pszenicy ozimej w seriach doświadczeń przedrejestracyjnych w latach 1994, 2000 i 2006
Spearman's coefficients of rank correlation between measures of wide adaptation degree of winter wheat cultivars on the basis of data for 40% of tested winter wheat cultivars with the highest genotypic mean yield from pre-registration cultivar trials carried out in 1994, 2000 and 2006

| Miary stabilności i stopnia szerokiej adaptacji Stability and wide adaptation degree of measures | Serie dośw. przedrejestr. w latach 1994, 2000 i 2006 Pre-registration cultivar trials in 1994, 2000 and 2006 | Średnia genotypowa plonu Genotypic mean yield | Wariancja stabilności Stability variance | Miara $Y_{Si}/Kang's$ yield-stability measure | $R_i(0)$ | MR_i | P_i | $I_i(0,90)$ |
|---|---|--|---|---|----------|---------|---------|-------------|
| Wariancja stabilności Stability variance | 1994 | -0,26 | | | | | | |
| | 2000 | 0,05 | | | | | | |
| | 2006 | 0,31 | | | | | | |
| Y_{Si} | 1994 | 0,96** | -0,43* | | | | | |
| | 2000 | 0,86** | -0,41* | | | | | |
| | 2006 | 0,87** | -0,11 | | | | | |
| $R_i(0)$ | 1994 | 0,92** | -0,44* | 0,94** | | | | |
| | 2000 | 0,73** | -0,41* | 0,85** | | | | |
| | 2006 | 0,32 | -0,66** | 0,63** | | | | |
| MR_i | 1994 | 0,96** | -0,31 | 0,95** | 0,93** | | | |
| | 2000 | 0,87** | -0,21 | 0,89** | 0,76** | | | |
| | 2006 | 0,83** | -0,11 | 0,91** | 0,50** | | | |
| P_i | 1994 | -0,97** | 0,37 | -0,96** | -0,93** | -0,95** | | |
| | 2000 | -0,90** | 0,21 | -0,91** | -0,89** | -0,85** | | |
| | 2006 | -0,79** | 0,1 | -0,88** | -0,56** | -0,75** | | |
| $I_i(0,90)$ | 1994 | 0,71** | -0,62** | 0,74** | 0,71** | 0,75** | -0,75** | |
| | 2000 | 0,70** | -0,28 | 0,76** | 0,64** | 0,69** | -0,73** | |
| | 2006 | 0,27 | -0,50** | 0,46** | 0,67** | 0,40* | -0,44* | |
| $I_i(0,95)$ | 1994 | 0,66** | -0,59** | 0,67** | 0,65** | 0,70** | -0,68** | 0,99** |
| | 2000 | 0,60** | -0,38* | 0,73** | 0,59** | 0,63** | -0,66** | 0,98** |
| | 2006 | 0,21 | -0,53** | 0,41* | 0,67** | 0,34 | -0,41* | 0,99** |

* (***) oznacza istotne współczynniki korelacji rang Spearmana przy poziomie istotności $\alpha=0,05$, $0,05 < P < 0,01$ ($\alpha=0,01$, $P < 0,01$); significant Spearman's coefficients of rank correlation at the level $\alpha=0,05$, $0,05 < P < 0,01$ ($\alpha=0,01$, $P < 0,01$)

Natomiast miary $I_{i(0,90)}$ i $I_{i(0,95)}$ były nieistotnie skorelowane ze średnią genotypową plonu (współczynniki korelacji były w zakresie 0,1-0,4) oraz dość silnie lub umiarkowanie skorelowane z wariancją stabilności (współczynniki korelacji były w zakresie od -0,7 do -0,5 i przeważnie były istotne) — (tab. 4). Inaczej mówiąc, uporządkowanie odmian pod względem miar $I_{i(0,90)}$ i $I_{i(0,95)}$ było znacznie bardziej podobne do ich uporządkowania względem wariancji stabilności, niż średniej genotypowej plonu. Wynika stąd, że w tym zbiorze najwyższej plonujących odmian, miary $I_{i(0,90)}$ i $I_{i(0,95)}$ były wskaźnikami, zawierającymi źle zespoloną informację o średnim plonowaniu odmian i jego stabilności i dlatego miary $I_{i(0,90)}$ i $I_{i(0,95)}$ nieadekwatnie odzwierciedlają stopień szerokiej adaptacji odmian. Taki wynik był powtarzalny w trzech seriach doświadczeń.

Tabela 4

Współczynniki korelacji rang Spearmana między miarami stopnia szerokiej adaptacji odmian podstawie danych dla plonu około 20% najwyższej plonujących odmian pszenicy ozimej w seriach doświadczeń przedrejestracyjnych w latach 1994, 2000 i 2006
Spearman's coefficients of rank correlation between measures of wide adaptation degree of winter wheat cultivars on the basis of data for 20% of tested winter wheat cultivars with the highest genotypic mean yield from pre-registration cultivar trials carried out in years 1994, 2000 and 2006

| Miary stabilności i stopnia szerokiej adaptacji Stability and wide adaptation degree of measures | Serie dośw. przedrejestr. w latach 1994, 2000 i 2006 Pre-registration cultivar trials in 1994, 2000 and 2006 | Średnia genotypowa plonu Genotypic mean yield | Wariancja stabilności Stability variance | Miara Y_{Si} Kang's yield-stability measure | $R_i(0)$ | MR_i | P_i | $I_i(0,90)$ |
|---|---|--|---|--|----------|---------|-------|-------------|
| Wariancja stabilności Stability variance | 1994 | 0,19 | | | | | | |
| | 2000 | 0,08 | | | | | | |
| | 2006 | -0,33 | | | | | | |
| Y_{Si} | 1994 | 0,75** | -0,41 | | | | | |
| | 2000 | 0,35 | -0,84** | | | | | |
| | 2006 | 0,64* | -0,86** | | | | | |
| $R_i(0)$ | 1994 | 0,77** | -0,14 | 0,78** | | | | |
| | 2000 | 0,10 | -0,59* | 0,60* | | | | |
| | 2006 | 0,47 | -0,90** | 0,94** | | | | |
| MR_i | 1994 | 0,85** | 0,02 | 0,73** | 0,77** | | | |
| | 2000 | 0,49 | -0,75** | 0,90** | 0,49 | | | |
| | 2006 | 0,71** | -0,83** | 0,97** | 0,91** | | | |
| P_i | 1994 | -0,95** | -0,06 | -0,83** | -0,88** | -0,89** | | |
| | 2000 | -0,67** | 0,44 | -0,64* | -0,73** | -0,73** | | |
| | 2006 | -0,66** | 0,58* | -0,80** | -0,58* | -0,76** | | |
| $I_i(0,90)$ | 1994 | 0,10 | -0,53 | 0,26 | 0,41 | 0,33 | -0,18 | |
| | 2000 | 0,43 | -0,50 | 0,74** | 0,17 | 0,81 | -0,33 | |
| | 2006 | 0,32 | -0,78** | 0,82** | 0,90** | 0,85** | -0,50 | |
| $I_i(0,95)$ | 1994 | -0,12 | -0,50 | 0,04 | 0,20 | 0,08 | 0,08 | 0,94** |
| | 2000 | 0,36 | -0,56* | 0,77** | 0,24 | 0,81** | -0,32 | 0,98** |
| | 2006 | 0,24 | -0,73** | 0,77** | 0,86** | 0,79** | -0,50 | 0,99** |

(**) oznacza istotne współczynniki korelacji rang Spearmana przy poziomie istotności $\alpha=0,05$, $0,05 < P < 0,01$ ($\alpha=0,01$, $P < 0,01$); significant Spearman's coefficients of rank correlation at the level $\alpha=0.05$, $0.05 < P < 0.01$ ($\alpha=0.01$, $P < 0.01$)

Wyniki w tabeli 4, dotyczące uwarunkowania miar stopnia szerokiej adaptacji odmian przez dwa determinanty, wskazują, że uwarunkowanie miar Y_{Si} i P_i przez średnią plonu i wariancję stabilności było najbardziej zrównoważone i dość powtarzalne w zredukowanym 20% zbiorze najwyższej plonujących odmian. Zatem, okazały się one być podobnie najbardziej adekwatnym wskaźnikiem stopnia szerokiej adaptacji odmian w obrębie wąskiego podzbioru o najwyższym średnim plonowaniu. Istotne i dość silne korelacje rang pomiędzy miarami Y_{Si} i P_i (współczynniki korelacji rang były w zakresie 0,7-0,9) potwierdzają tę wstępną ocenę o równoważnej przydatności obu tych miar do wiarygodnego porządkowania odmian według ich stopnia szerokiej adaptacji odmian, co jest też ilustracją konsekwencji podobnego uwarunkowania tych miar przez dwa

determinanty. Mimo nieodpowiedniego i niepowtarzalnego uwarunkowania miar $R_i(0)$ i MR_i przez dwa determinanty, te miary były także skorelowane istotnie, dość silnie i powtarzalnie z miarami YS_i i P_i w rozpatrywanym niepełnym podzbiornym odmian. Jednakże, wzajemne korelacje rang pomiędzy miarami YS_i , $R_i(0)$, MR_i i P_i były znacznie słabsze, niż w całym zbiorze odmian oraz w podzbiornym 40%. Uzyskane wyniki sugerują jednak, że cztery miary, tj. YS_i , $R_i(0)$, MR_i i P_i porządkują odmiany dość zgodnie pod względem stopnia szerokiej adaptacji w zredukowanym 20% zbiorze najwyższej plonujących odmian w różnych seriach doświadczeń, mimo ich niepodobnego i niepowtarzalnego w seriach doświadczeń, uwarunkowania przez średnią genotypową plonu i jego stabilność. W przypadkach najwyższej plonujących odmian w obrębie całej serii doświadczeń, miary YS_i , $R_i(0)$, MR_i i P_i można uznać za podobnie przydatne do uporządkowania odmian pod względem stopnia szerokiej adaptacji.

WNIOSKI

1. Z konstrukcji matematycznej wybranych do badań miar wynika, że mogą one być efektywne i przydatne do oceny i uporządkowania stopnia szerokiej adaptacji odmian, ponieważ zawierają informację o średniej genotypowej plonu i jego stabilności.
2. Miary $I_{i(0,90)}$ i $I_{i(0,95)}$ najbardziej adekwatnie, wśród badanych miar, a także powtarzalnie w seriach doświadczeń, oceniają relatywny stopień szerokiej adaptacji odmian (porządkują odmiany pod względem stopnia szerokiej adaptacji) w zbiorze wszystkich badanych odmian oraz wśród około 40% najwyższej plonujących odmian, ponieważ są one istotnie skorelowane w sposób zrównoważony z obydwoma determinantami, tzn. skorelowane w większym stopniu ze średnią genotypową plonu, zaś w mniejszym stopniu z wariancją stabilności plonowania.
3. Miary YS_i , $R_i(0)$, MR_i , P_i mniej adekwatnie, niż $I_{i(0,90)}$ i $I_{i(0,95)}$ oceniają stopień szerokiej adaptacji odmian w zbiorze wszystkich badanych odmian oraz w zredukowanym do 40% najwyższej plonujących odmian, ponieważ są znacznie gorzej zintegrowane w sposób niezrównoważony ze średnią genotypową odmian i z wariancją stabilności oraz porządkują one odmiany podobnie, choć mniej adekwatnie niż miary I_i — taki obraz przydatności badanych miar jest powtarzalny w seriach doświadczeń.
4. Miary $I_{i(0,90)}$ i $I_{i(0,95)}$ gorzej odzwierciedlają relatywny stopień szerokiej adaptacji odmian w zbiorze około 20% najwyższej plonujących odmian, ponieważ są one istotnie i dość silnie skorelowane z wariancją stabilności plonowania, zaś nieistotnie skorelowane ze średnią genotypową plonu.
5. W podzbiornym około 20% najwyższej plonujących odmian w obrębie całej serii doświadczeń, miary $I_{i(0,90)}$ i $I_{i(0,95)}$ nie są przydatne do oceny stopnia szerokiej adaptacji, natomiast miary YS_i , $R_i(0)$, MR_i i P_i można uznać za znacznie lepiej odzwierciedlające stopień szerokiej adaptacji, a zwłaszcza podobnie porządkujące odmiany pod względem stopnia szerokiej adaptacji w podanej frakcji odmian — taki obraz przydatności badanych miar jest mniej powtarzalny w seriach doświadczeń, niż w poprzednich zbiorach odmian.

LITERATURA

- Allard R. W., Bradshaw A. D. 1964. Implications of genotype-environmental interactions in applied plant breeding. *Crop Sci.* 4: 503 — 508.
- Annicchiarico P. 2002. 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.
- Eskridge K. M., Mumm R. F. 1992. Choosing plant cultivars based on the probability of outperforming a check. *Theor. Appl. Genet* 84: 494 — 500.
- Eskridge K. M., Smith O. S., Byrne P. F. 1993. Comparing test cultivars using reliability functions of test-check differences from on-farm trials. *Theor. Appl. Genet.* 87: 60 — 64.
- Flores F., Moreno M. T., Cubero J. I. 1998. A comparison of univariate and multivariate methods to analyze G×E interaction. *Field Crops Research* 56:271 — 286.
- Gauch H. G. 1992. Statistical analysis of regional yield trials. AMMI analysis of factorial designs. Elsevier, Amsterdam.
- Gauch H. G., Zobel R. W. 1996. AMMI analysis of yield trials. In: Kang M. S., Gauch H. G. (Ed), *Genotype-by-Environment Interaction*, 85-122, CRC Press, Boca Raton, FL.
- Helgadóttira A., Kristjánsdóttir T. A. 1991. Simple approach to the analysis of G×E interactions in a multilocational spaced plant trial with timothy. *Euphytica* 54:65-73.
- Iwańska M., Mądry W., Drzazga T., Rajfura A. 2008. Zastosowanie miar statystycznych do oceny stopnia szerokiej adaptacji odmian pszenicy ozimej na podstawie serii doświadczeń przedrejestrowych. *Biul. IHAR* 250: 67 — 86.
- Kang M. S. 1988. A rank-sum method for selecting high-yielding, stable corn genotypes. *Cereal Res. Commun.* 16: 113 — 115.
- Kang M. S. 1993. Simultaneous selection for yield and stability in crop performance trials: Consequences for growers. *Agron. J.* 85: 754 — 757.
- Kang M. S. 1998. Using genotype-by-environment interaction for crop cultivar development. *Adv. in Agronomy* 62: 200 — 252.
- Kang M. S., Magari R. 1995. STABLE: A BASIC program for calculating stability and yield- stability statistics. *Agron. J.* 87: 276 — 277.
- Kang M. S., Magari R. 1996. New developments in selecting for phenotypic stability in crop breeding. In: Kang M. S., Gauch H. G (Ed), *Genotype-by-Environment Interaction*, CRC Press, Boca Raton, FL.: 1 — 14.
- Kang M. S., Pham H. N. 1991. Simultaneous selection for high yielding and stable crop genotypes. *Agron. J.* 83: 161 — 165.
- Kataoka S. 1963. A stochastic programming model. *Econometrika* 31: 181 — 196.
- Krajewski P., Kaczmarek Z., Czajka S. 2006. EKSPPLAN wersja 2. Planowanie i analiza statystyczna doświadczeń hodowlanych. Instytut Genetyki Roślin PAN, Poznań.
- Lin C. S., Binns M. R. 1988. A superiority measure of cultivar performance for cultivar x location data. *Can. J. Plant Sci.* 68: 193 — 198.
- Magari R., Kang M. S. 1993. Genotype selection via a new yield-stability statistic in maize yield trials. *Euphytica* 70: 105 — 111.
- Mądry W. 2002. Skuteczność kryterium YS Kanga, opartego na średniej i stabilności plonu w wyborze genotypów zbóż o szerokiej adaptacji w rejonie uprawnym. *Roczn. Nauk Roln. Seria A.* 116: 11 — 24.
- 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.
- Rajfura A., Mądry W. 2001. Metoda wyboru genotypów o szerokiej adaptacji wykorzystująca zarówno ich średnie w rejonie jak i stabilność plonowania. *Coll. Biom.*: 169 — 182.
- Sabaghnia N., Sabaghpour S. H., Dehghani H. 2008. The use of an AMMI model and its parameters to analyse yield stability in multi-environment trials. *J. Agric. Sci.* 146: 571 — 581.
- Shukla G. K. 1972. Some statistical aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. *Heredity* 29: 237 — 245.