

MARZENA IWAŃSKA¹**WIESŁAW MĄDRY**¹**TADEUSZ DRŻAZGA**²**ANNA RAJFURA**¹¹Katedra Doświadczalnictwa i Bioinformatyki SGGW w Warszawie²Hodowla Roślin Rolniczych — Nasiona Kobierzyc w Kobierzycach

Zastosowanie miar statystycznych do oceny stopnia szerokiej adaptacji odmian pszenicy ozimej na podstawie serii doświadczeń przedrejestrowych

Assessment of wide adaptation degree of winter wheat cultivars by some statistical measures using yield data from preregistration trials

W pracy przedstawiono wyniki badań teoretycznych i eksperymentalnych nad metodyką statystyczną oceny stopnia szerokiej adaptacji odmian. Celem badań teoretycznych było przedstawienie koncepcji stopnia szerokiej adaptacji odmian oraz wyprowadzenie nowych miar statystycznych, a także opis miar standardowych, tj. miary Kanga i średniej genotypowej plonu. Natomiast, celem badań eksperymentalnych było zastosowanie i zbadanie przydatności tych miar, jako kryteriów do selekcji odmian o możliwie dużym stopniu szerokiej adaptacji. W pracy wykorzystano dane dla plonu ziarna z 3 serii doświadczeń przedrejestrowych z pszenicą ozimą, przeprowadzonych w latach 1994, 2000 i 2006. Stwierdzono, że nowe miary, tj. wskaźnik niezawodności plonowania odmian $R_i(d=0)$ i średnia wartość funkcji niezawodności plonowania MR_i najbardziej adekwatnie, wśród badanych parametrów, oceniają stopień szerokiej adaptacji odmian. Miara porządkowa Kanga YS_i także dobrze odzwierciedla relatywny stopień szerokiej adaptacji odmian, ponieważ porządkuje ona wszystkie badane odmiany oraz te w grupach o najwyższych średnich plonu, podobnie, jak funkcja niezawodności plonowania MR_i i wskaźnik niezawodności plonowania $R_i(d=0)$. Średnia genotypowa plonu nie jest dobrą miarą do odzwierciedlenia stopnia szerokiej adaptacji odmian w grupie tych o najwyższych średnich plonu, ponieważ porządkuje ona obiekty niezgodnie, w stosunku do porządku według nowych miar, tj. wskaźnika $R_i(d=0)$ i średniej wartości funkcji niezawodności plonowania MR_i .

Słowa kluczowe: funkcja niezawodności plonowania odmiany, miara Kanga, YS_i , plon ziarna, pszenica ozima, stopień szerokiej adaptacji odmian, średnia genotypowa

The paper presents results of theoretical and experimental studies on statistical methodology of evaluation of wide adaptation degree of cultivars. The aim of the theoretical study was to present a conceptual framework of wide adaptation degree of cultivars and to develop some new statistical measures as well as describe standard statistical measures of wide adaptation degree including the order Kang's measure, YS_i , and genotypic mean yield. Additionally, the purpose of experimental study was

and assess usefulness of the measures as criteria for selecting cultivars showing relatively high degree of wide adaptation. The experimental study was performed using data for grain yield obtained in three pre-registration cultivar trials with winter wheat in the years 1994, 2000 and 2006. It was found that the new measures as yield reliability index, $R_i(0)$, mean value of yield reliability function, MR_i , evaluate most adequately, among the considered ones, degree of cultivars' wide adaptation. The order Kang's measure, YS_i , also well reflected wide adaptation degree of cultivars because it ordered them similarly to the measures $R_i(d = 0)$ and MR_i in a set of all studied cultivars and those highest yielding ones. Genotypic mean yield was worse measure of wide adaptation degree of those cultivars in the set of highest yielding ones because of ranking different from that for the measures $R_i(d = 0)$ and MR_i .

Key words: genotypic mean yield, grain yield, Kang's measure, YS_i , yield reliability function of cultivar, wide adaptation degree of cultivars, winter wheat, yield reliability function of cultivar

WSTĘP

W wielu krajach jest powszechnie przestrzegana doktryna, według której w praktyce rolniczej preferowane są odmiany ważnych (uprawianych powszechnie) roślin rolniczych o szerokiej adaptacji do zmiennych przestrzennie warunków środowiskowych w rozpatrywanym rejonie uprawy, który jest rozumiany jako populacja pól (miejscowości) w tym rejonie (Allard i Bradshaw, 1964; Annicchiarico, 2002; Lee i in., 2003). Takie odmiany plonują średnio względnie wysoko (w stosunku do innych cennych odmian) i stabilnie w tych zmiennych warunkach środowiskowych (wiernie plonują w rejonie uprawy). Są one nazywane odmianami o dużym stopniu szerokiej adaptacji do różnych warunków środowiskowych. Zatem, najczęściej przed hodowlą roślin stawia się zadanie wytwarzania odmian o dużym stopniu szerokiej adaptacji do danego rejonu uprawy.

Trafny wybór odmian o dużym stopniu szerokiej adaptacji w rejonie uprawy, spośród tych odmian, które są zgłoszone przez hodowców w danym roku do doświadczeń przedrejestranych, wymaga wnikliwych i wszechstronnych badań ich plonowania w przestrzeni danego rejonu uprawy. Takie badania można podzielić na dwa podstawowe etapy.

Pierwszy etap polega na przeprowadzeniu jednorocznej, wielokrotnej serii doświadczeń przedrejestranych, w miejscowościach, wybranych możliwie reprezentatywnie z rozpatrywanego rejonu uprawy (zwykle całego kraju), który jest najszerzej rozumianym rejonem uprawy danej rośliny rolniczej. W seriach doświadczeń przedrejestranych obserwuje się rolniczy plon roślin badanego gatunku roślin np. pszenicy ozimej. W każdej miejscowości zakłada się doświadczenia polowe z dużą liczbą odmian w niekompletnym układzie blokowym, zwykle w 3 lub 4 powtórzeniach. U pszenicy ozimej obserwuje się plon ziarna oraz niektóre cechy rolnicze (wyleganie, porażenie chorobami, długość faz fenologicznych). Jednakże, inne cechy oprócz plonu są obserwowane nie systematycznie.

Natomiast, drugi etap tych badań, nazywany analizą szerokiej adaptacji odmian jest wykonywany za pomocą metod statystycznych na podstawie danych dla plonu z serii doświadczeń przedrejestranych.

Opracowano wiele metod statystycznych, które z różną efektywnością pozwalają ocenić stopień szerokiej adaptacji odmian na podstawie danych dla plonu odmian w serii doświadczeń przedrejestranych, rejestranych i porejestranych. Metody te są propono-

wane przez naukowców do możliwie trafnej selekcji takich obiektów hodowlanych, które wiernie plonują w przestrzeni uprawnej, czyli należą do grupy rozpatrywanych odmian o najwyższym, wśród badanych, stopniu szerokiej adaptacji.

Dotychczas, wspomniane metody statystyczne do oceny stopnia szerokiej adaptacji odmian nie znalazły powszechnego zastosowania w praktyce hodowlanej, zarówno w Polsce, jak i zagranicą. Na ogół, selekcja obiektów hodowlanych, dokonywana na podstawie wyników plonowania w serii doświadczeń jest oparta wyłącznie na średniej genotypowej plonu. Biometrycy i hodowcy na świecie i w Polsce, biorąc pod uwagę dotychczasowy dorobek metodyczny i empiryczny, uważają kryterium średniej genotypowej za wielce niewystarczające i ryzykowne przy wyborze odmian o relatywnie najwyższym stopniu szerokiej adaptacji. Badają oni przydatność i skuteczność różnych kryteriów selekcji odmian, łączących ich średnią genotypową plonu i miary stabilności plonowania, w rutynowych pracach selekcyjnych w programach hodowlanych. Z tych badań wyłania się generalny wniosek, że dostępne obecnie metody i kryteria mają zróżnicowaną skuteczność i przydatność do wyboru obiektów hodowlanych o dużym stopniu szerokiej adaptacji.

W niniejszej pracy przedstawiono wyniki badań teoretycznych i eksperymentalnych nad metodyką statystyczną, służącą do modelowania i analizy szerokiej adaptacji odmian roślin uprawnych. Celem badań teoretycznych jest przedstawienie podstaw oceny stopnia szerokiej adaptacji odmian, obejmujących definicje najważniejszych pojęć oraz wyprowadzone z nich nowe miary statystyczne, a także opis miar standardowych (tradycyjnych). Natomiast, celem badań eksperymentalnych jest ilustracja zastosowania tych miar oraz ocena ich przydatności i skuteczności (określenie zgodności uporządkowania odmian pod względem standardowych i nowych miar stopnia szerokiej adaptacji odmian) na podstawie danych dla plonu ziarna rodów pszenicy ozimej w 15 seriach doświadczeń przedrejestrowych, wykonanych w latach 1992–2007. Wyniki badań własnych przedstawiono w dwóch częściach, teoretycznej i eksperymentalnej.

CZĘŚĆ TEORETYCZNA

Definicja (oryginalna) stopnia szerokiej adaptacji odmiany (rodu)

W języku naukowym i w praktycznej hodowli roślin, pojęcia dotyczące analizy szerokiej adaptacji odmian są stosowane w dość ogólnym, intuicyjnym znaczeniu merytorycznym i metodycznym. Aby rozważania metodyczne nad analizą szerokiej adaptacji odmian były lepiej zrozumiałe i użyteczne praktycznie, wprowadzamy definicję pojęcia „stopnia szerokiej adaptacji odmiany”. Pojęcie to ujmuje i uściśla w postaci ilościowej dotychczasowe poglądy i znaczenie różnych terminów, używanych w literaturze naukowej i hodowlanej, odnoszącej się do oceny szerokiej adaptacji odmian (i rodów) roślin uprawnych.

Definicja 1

Stopniem szerokiej adaptacji danej (*i*-tej) odmiany nazywamy prawdopodobieństwo, $R_i(d)$, że jej plon jest wyższy o co najmniej wartość $d \geq 0$ od średnich plonu w środowiskach rejonu uprawy.

Prawdopodobieństwo $R_i(d)$, nazywane funkcją niezawodności plonowania dla i -tej odmiany, jest określone następująco:

$$R_i(d) = P\{(m_i - m) \geq d\}, \quad d \in \langle 0, d_{max} \rangle \quad (1)$$

gdzie: $P(\cdot)$ jest prawdopodobieństwem zdarzenia, m_i jest zmienną losową, określającą plon i -tej odmiany w populacji środowisk (miejscowości rejonu uprawy), m jest zmienną losową, określającą średni plon środowiskowy (z wszystkich badanych odmian) w tej populacji środowisk.

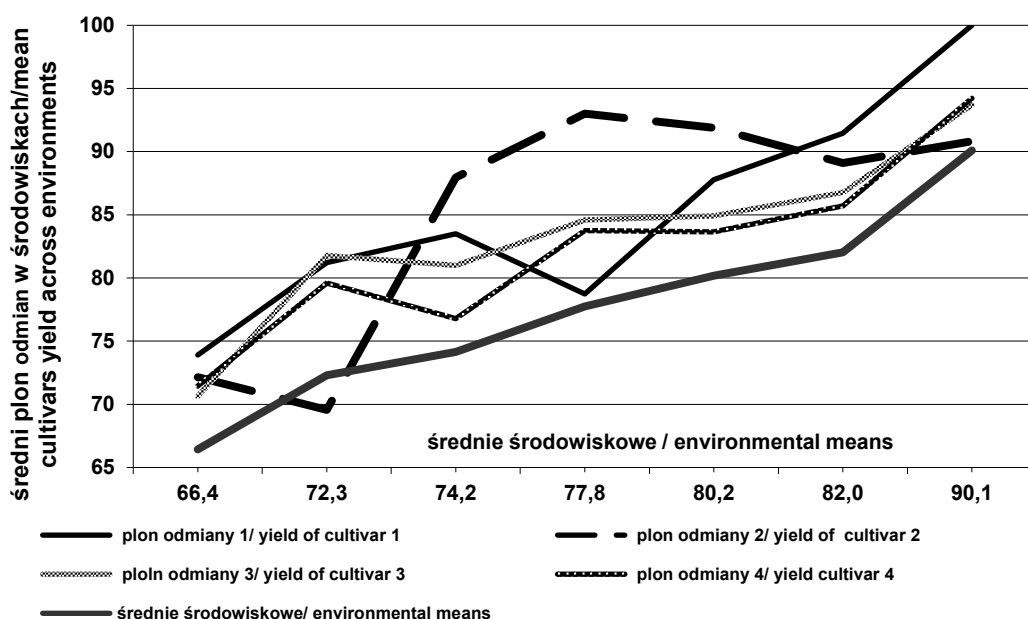
Prawdopodobieństwo $R_i(d)$ jest funkcją parametru d i nazywa się funkcją niezawodności przewagi plonu nad średnią środowiskową dla i -tej odmiany lub krótko, funkcją niezawodności plonowania dla odmiany (Eskridge i in., 1993). Praktyczne posługiwanie się funkcją niezawodności plonowania $R_i(d)$ wymaga jej określania (estymacji) dla różnych wartości d (zwykle kilku), pochodzących z przedziału liczbowego od 0 do d_{max} . Górna wartość d (d_{max}) powinna być wyznaczana, w taki sposób, aby była rozsądnie mniejsza od różnicy między największą średnią genotypową (odmianową) wśród badanych odmian, a średnią ogólną dla serii doświadczeń odmianowych. Prawdopodobieństwo $R_i(d)$ dla konkretnej wartości d nazywa się wskaźnikiem niezawodności przewagi plonu w ilości d nad średnią środowiskową dla i -tej odmiany lub krótko, wskaźnikiem niezawodności plonowania (Eskridge i Mumm, 1992).

Na rysunkach 1a, b, c zilustrowano sens funkcji niezawodności plonowania odmian. Na wszystkich rysunkach przedstawiono reakcję plonowania czterech odmian pszenicy ozimej wybranych z pewnej serii doświadczeń przedrejestrowych w siedmiu miejscowościach. Na osi OX przedstawiono miejscowości w postaci średnich środowiskowych dla plonu, zaś na osi OY przedstawiono plonowanie tych odmian. Każda linia łamana pokazuje plonowanie danej odmiany w miejscowościach (funkcję reakcji plonu na środowiska w miejscowościach). Czarna gruba linia łączy średnie środowiskowe dla plonu i nazywa się funkcją średniej reakcji badanych odmian. Istota sensu funkcji niezawodności plonowania danej odmiany polega na rozpatrywaniu prawdopodobieństwa przekraczania plonu tej odmiany ponad średnią środowiskową o różną wartość d , od 0 do d_{max} . W sytuacji doświadczalnej odpowiednikiem prawdopodobieństwa zdarzenia jest jego częstość. Zatem, na rysunkach 1a, b, c będziemy rozpatrywać częstość przekraczania plonu każdej odmiany ponad średnią środowiskową o różną wartość d , od 0 do d_{max} . Na rysunku 1a zobrazowano częstość przekraczania plonu każdej z czterech odmian ponad średnią środowiskową, czyli oszacowane wartości $R_i(d = 0)$. Na tej podstawie można określić stopień szerokiej adaptacji tych odmian przy najniższych wymaganiach progowych dla wartości d . Widać, że trzy odmiany (o numerach 1, 2, 3) plonowały we wszystkich 7 miejscowościach powyżej średniej środowiskowej (czarnej grubej linii), czyli częstość przekraczania plonu każdej z odmian ponad średnią środowiskową wynosi 100%. Natomiast odmiana o numerze 4 plonowała w 6 na 7 miejscowościach ponad średnią środowiskową, czyli częstość przekraczania jej plonu ponad średnią środowiskową wynosi 86,7%.

Na rysunkach 1b oraz 1c przedstawiono częstość przekraczania plonu każdej z odmian ponad średnią środowiskową o wartość odpowiednio równą $d_1 > 0$ i $d_2 > d_1$, czyli oszacowane wartości wskaźnika niezawodności $R_i(d)$ przy podwyższonych wymaganiach progowych dla

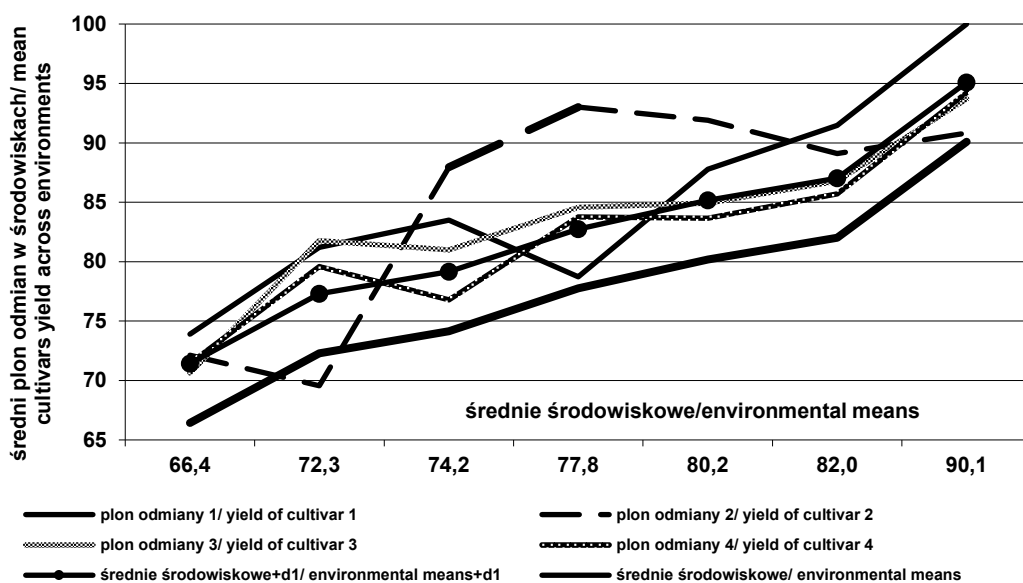
wartości d . Na podstawie wartości d_1 i d_2 określono linie z kropkami, pozwalającą na sprawne śledzenie przekraczania plonu odmian ponad średnią środowiskową o co najmniej d_1 i d_2 .

Zatem, częstość przekraczania plonu tych czterech odmian ponad średnią środowiskową o d_1 jest u tych odmian różna oraz niższa, w porównaniu do sytuacji przy $d = 0$ (rys. 1 b). Odmiana o numerze 1 najczęściej (86,7%) przewyższała plonem średnią środowiskową o co najmniej d_1 , znacznie rzadziej wspomniana przewaga cechowała odmianę 4, 2 oraz 3. Na rysunku 1 c pokazano częstość przekraczania plonu każdej z czterech odmian ponad średnią środowiskową przy jeszcze wyższej wartości progowej $d = d_2$. Widać, że tylko plon odmiany 4 przekroczył średnią środowiskową o d_2 w 3 miejscowościach, czyli częstość przekraczania plonu tej odmiany ponad średnią środowiskową przy zwiększonej przewadze plonowania o d_2 , była większa od zera (równa 42,8%).



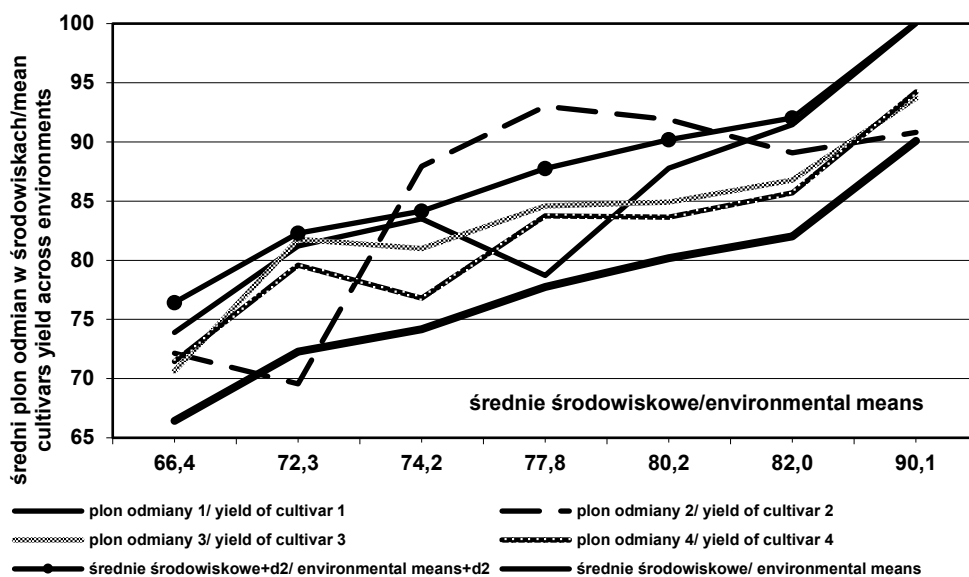
Rys. 1 A. Ilustracja prawdopodobieństwa (częstości) przekraczania plonu odmian ponad średnią środowiskową ($R_i(d = 0)$)

Fig. 1 A. Illustration of probability (frequency) of cultivar yields exceeding above environmental means ($R_i(d = 0)$)



Rys. 1 B. Ilustracja prawdopodobieństwa (częstości) przekraczania plonu odmian ponad średnią środowiskową o d_1 ($R_i(d = d_1)$)

Fig. 1 B. Illustration of probability (frequency) of cultivar yields exceeding d_1 above environmental means ($R_i(d = d_1)$)

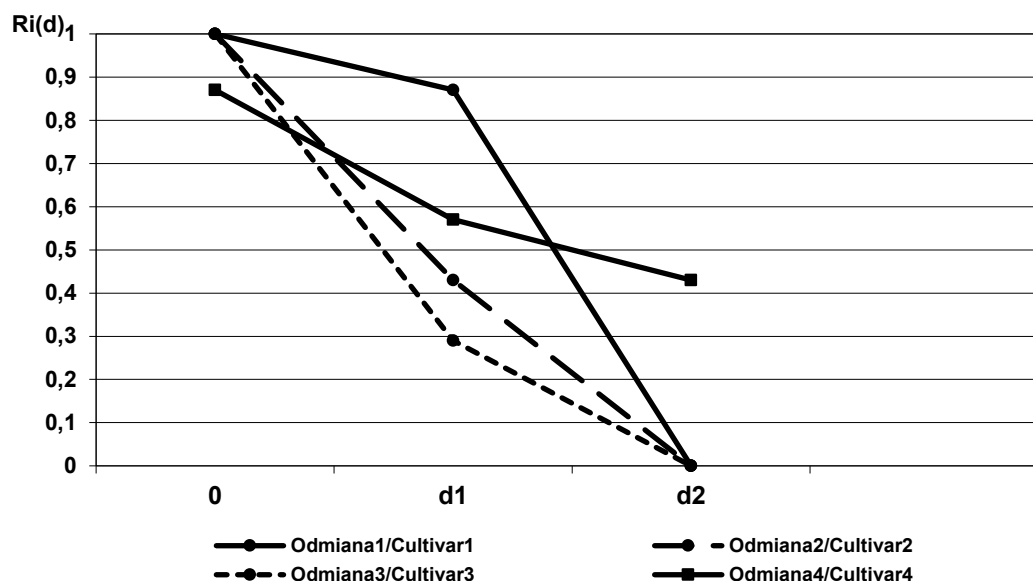


Rys. 1C Ilustracja prawdopodobieństwa (częstości) przekraczania plonu odmian ponad średnią środowiskową o d_2 ($R_i(d = d_2)$)

Fig. 1C. Illustration of probability (frequency) of cultivar yields exceeding d_2 above environmental means ($R_i(d = d_2)$)

Na podstawie ocen wskaźnika niezawodności plonowania odmian przy różnych wartościach d (częstości przewagi o wartość d plonu każdej odmiany ponad średnią środowiskową), można określić empiryczną funkcję niezawodności plonowania (Eskridge i in., 1993). Dla określenia stopnia szerokiej adaptacji odmiany ważna jest zarówno wartość wskaźnika niezawodności plonowania $R_i(0)$, jak i tempo spadku jej empirycznej funkcji niezawodności, w miarę zwiększania wartości d .

Im mniejsze jest tempo spadku funkcji niezawodności plonowania odmiany, tym większy jest stopień szerokiej adaptacji tej odmiany, jeśli odznacza się ona podobną wartością wskaźnika niezawodności plonowania $R_i(0)$. Tę interpretację możemy wykorzystać do oceny adaptacji odmian 1, 2 i 3, ponieważ każda z nich odznacza się tą samą wartością $R_i(0) = 1$, zaś mają one w kolejności od 1 do 3, rosnące spadki funkcji niezawodności plonowania (rys. 2).



Rys. 2. Ilustracja oceny stopnia szerokiej adaptacji odmian na podstawie wartości wskaźnika niezawodności plonowania $R_i(0)$ i tempa spadku empirycznej funkcji niezawodności $R_i(d)$

Fig. 2. Illustration of evaluating wide adaptation degree of cultivars on the basis of yield reliability index value, $R_i(0)$, and the decrease rate of empirical reliability function, $R_i(d)$,

Zatem, w grupie odmian 1–3, odmiana 1 odznacza się największym stopniem szerokiej adaptacji, zaś odmiany 2 i 3 wykazują coraz mniejszy stopień szerokiej adaptacji.

Natomiast, jeśli porównywane odmiany odznaczają się zarówno różnym tempem spadku funkcji niezawodności plonowania, jak i różnymi wartościami wskaźnika niezawodności plonowania $R_i(0)$, wówczas ocena porównawcza (ranking) stopnia szerokiej adaptacji takich odmian staje się znacznie trudniejsza. W takich przypadkach przy określaniu stopnia szerokiej adaptacji odmian należy brać pod uwagę jednocześnie obydwa wspomniane kryteria i ich kompensujące zachowanie. Takie podejście przedstawimy dla

wszystkich rozważanych odmian (rys. 2). Na podstawie przebiegu funkcji niezawodności odmian 1 i 4 można uznać, że te odmiany mają podobny stopień szerokiej adaptacji. Z analizy przebiegu tej funkcji niezawodności porównanych odmian 1 i 4 wynika, że te odmiany odznaczają się różnymi wartościami wskaźnika niezawodności plonowania $R_i(0)$, (tj. odmiana 1 ma wyższą wartość wskaźnika niezawodności plonowania $R_i(0)$, czyli $R_i(0) = 1$, a odmiana 4 ma niższą wartość $R_i(0) = 0,86$) oraz różnymi tempami spadku funkcji niezawodności plonowania $R_i(d)$, (tj. odmiana 1 posiada rosnące tempo spadku funkcji niezawodności $R_i(d)$, w miarę zwiększających się wartości d , czyli $R_i(d = d_1) = 0,86$ i $R_i(d = d_2) = 0$, a odmiana 4 malejące tempo spadku funkcji niezawodności $R_i(d)$, w miarę zwiększających się wartości d , czyli $R_i(d = d_1) = 0,57$ i $R_i(d = d_2) = 0,43$) (rys. 2). Zatem, o ich ocenie podobnego stopnia szerokiej adaptacji odmian decydują powyższe dwa kryteria stopnia szerokiej adaptacji mimo, że te kryteria różnią się dla każdej z dwóch rozpatrywanych odmian, to jednak, odmiany 1 i 4 kompensują zachowaniem w stosunku do siebie. Na tej podstawie stwierdza się, że odmiany 1 i 4 mają podobny stopień szerokiej adaptacji oraz odmiany te wykazują największy stopień szerokiej adaptacji.

Natomiast, z przebiegu funkcji niezawodności plonowania odmiany 2, stwierdzono, że ma mniejszy stopień szerokiej adaptacji w stosunku do odmian 1 i 4. Odmiana 2 w stosunku do odmian 1 i 4 nie kompensuje zachowaniem zarówno pod względem wartości wskaźnika niezawodności plonowania $R_i(0)$, ponieważ wykazuje taką samą wartość $R_i(0) = 1$ jak odmiana 1, a w stosunku do odmiany 4 ma wyższą wartość $R_i(0)$, tj. odmiana 4 ma $R_i(0) = 0,86$, jak i pod względem tempa spadku funkcji niezawodności plonowania, ponieważ odmiana 2 odznacza się szybszym tempem spadku, w miarę zwiększających się wartości d , czyli posiada $R_i(d = d_1) = 0,43$ i $R_i(d = d_2) = 0$. Dlatego też, odmiana 2 w stosunku do odmian 1 i 4 wykazuje mniejszy stopień szerokiej adaptacji.

Natomiast, najmniejszym stopniem szerokiej adaptacji odznacza się odmiana 3 w stosunku do odmian 1 i 2. Stwierdzono, że odmiana 3 w stosunku do odmian 1 i 2 odznacza się taką samą wartością funkcji niezawodności $R_i(0) = 1$ jak odmiany 1 i 2 oraz rosnącym (najszybszym) tempem spadku funkcji niezawodności, przy zwiększających wartościach d , tj. $R_i(d = d_1) = 0,29$ i $R_i(d = d_2) = 0$ i na podstawie tych dwóch powyższych kryteriów stwierdzono brak kompensacji zachowania odmiany 3 w porównaniu do odmian 1 i 2 oraz najszybsze tempo spadku, a więc odmiana 3 odznacza się najmniejszym stopniem szerokiej adaptacji.

Wyprowadzenie z podanej definicji prostych miar stopnia szerokiej adaptacji

Zgodnie z definicją 1, stopień szerokiej adaptacji danej odmiany wyrażony jest poprzez jego funkcję niezawodności plonowania $R_i(d)$, która może być opisana poprzez wartość wskaźnika niezawodności plonowania $R_i(0)$ oraz tempo spadku, w miarę zwiększania wartości d . Zatem, pojawia się problem sposobu wykorzystania funkcji niezawodności plonowania $R_i(d)$ do porządkowania odmian pod względem stopnia szerokiej adaptacji.

Wobec powyższego, zrozumiąla charakterystyka liczbowa stopnia szerokiej adaptacji odmiany, zgodnie z definicją 1, może być wyrażona za pomocą jednowymiarowych (jednoliczbowych) miar stopnia szerokiej adaptacji odmiany opartych na podstawie funkcji niezawodności plonowania $R_i(d)$. Sformułowano dwie jednowymiarowe miary stopnia szerokiej adaptacji odmiany:

- 1. Wskaźnik niezawodności plonowania odmiany $R_i(d)$ dla $d = 0$, czyli $R_i(0)$
 — definicja 1 jego oszacowaniem, $\hat{R}_i(d = 0)$, jest iloraz liczby miejscowości (l_i), w których plon odmiany przekroczył średni plon środowiskowy oraz liczby badanych miejscowości (I), czyli:

$$\hat{R}_i(d = 0) = \frac{l_i}{I} \quad (2)$$

- 2. Średnia wartość funkcji niezawodności plonowania, MR_i , w zbiorze wartości $d \in (0, d_{max})$. Miara MR_i jest oparta na kompromisowym uwzględnieniu dwóch wymienionych kryteriów, tj. wartości wskaźnika niezawodności plonowania $R_i(d = 0)$ oraz tempie spadku wartości funkcji niezawodności plonowania $R_i(d)$, wraz ze zwiększaniem przewagi plonowania d . Miara MR_i jest uznawana za najlepszą miarę stopnia szerokiej adaptacji, dlatego że najlepiej odzwierciedla definicję 1 oraz stanowi syntezę wskaźnika niezawodności plonowania przy $R_i(d = 0)$, jak i $R_i(d)$ przy zwiększającym się d . Oszacowaniem tej miary, $M\hat{R}_i$, jest średnia arytmetyczna wskaźników niezawodności plonowania $\hat{R}_i(d = 0)$ dla przyjętych wartości d w zbiorze $d \in (0, d_{max})$.

Standardowe miary stopnia szerokiej adaptacji odmian

W pracy przedstawiamy opis stosunkowo prostych metod (miar) statystycznych nazywanych miarami standardowymi (tradycyjnymi), służącymi do oceny odmian pod kątem stopnia szerokiej adaptacji. Miary standardowe nie przedstawiają liczbowo stopnia szerokiej adaptacji odmiany tj. miary wyprowadzone z definicji 1, jedynie porządkują odmiany wg stopnia szerokiej adaptacji. Zatem, określamy ich miarami stopnia szerokiej adaptacji. Do nich należą:

- 1. średnia genotypowa dla plonu (średnia poprzez miejscowości),
- 2. miara Kanga YS_i (ang. yield-stability measure) jest kryterium łączącym średnią genotypową i stabilność plonowania (Kang, 1993; Rajfura i Mądry, 2001; Mądry, 2002). Ponadto miara Kanga YS_i posiada następujące własności:
 - jeżeli wartość średniej genotypowej poprzez badane środowiska, \bar{y}_i , rośnie, to jednocześnie YS_i wzrasta,
 - jeżeli wariancja stabilności $\sigma_{(i)}^2$ maleje, to miara Kanga YS_i wzrasta (Kang, 1993).

Im większa wartość miary Kanga, YS_i , tym odmiana częściej relatywnie wysoko plonuje w różnych środowiskach. Odmiany o największych wartościach miary Kanga uznaje się jako te, które wykazują największy stopień szerokiej adaptacji w rejonie uprawy (Kang, 1993, 1998; Magari i Kang, 1993; Mądry, 2002).

CZĘŚĆ EKSPERYMENTALNA

MATERIAŁ I METODY

Materiał doświadczalny

W badaniach wzięto pod uwagę 15 serii doświadczeń przedrejestranych z rodami pszenicy ozimej, pochodzącymi z różnych ośrodków hodowlanych w Polsce. Doświad-

czenia te przeprowadzono w latach 1992–2007, których koordynatorem jest Instytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin, Oddział w Krakowie. Natomiast w pracy przedstawiono charakterystykę 3 wybranych z 15 serii doświadczeń przedrejestrowych, dotyczy ona lat 1994, 2000 i 2006 (tab. 1). Liczba odmian w tych trzech 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 4, a w 2006 została ona zredukowana do 3. W poszczególnych latach stosowano różne odmiany wzorcowe jak: Emika, Almari, Kobra, Elena, Tonacja.

Tabela 1

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

Wyszczególnienie Specification	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

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 plonu odmian za pomocą metody najmniejszych kwadratów przyjęto restrykcje ważone na efekty odmianowe, aby były one jednoznacznie estymowalne.

Analiza statystyczna

Rozpatrywane metody zastosowano dla średnich plonu ziarna z n powtórzeń (średnich genotypowych, poprawionych w układach blokowych), w każdej miejscowości. Średnie te uporządkowano w klasyfikacji dwukierunkowej krzyżowej o postaci odmiany \times środowiska (miejscowości) z jedną obserwacją w podklasie. Rozważana została seria doświadczeń z i -tymi odmianami w j -tych miejscowościach. Środowiskami były wybrane miejscowości, które stanowią próbę reprezentującą populację pól uprawnych, składających się na rozpatrywany rejon uprawy.

Do statystycznej analizy szerokiej adaptacji odmian z wykorzystaniem tych danych zastosowano model mieszany analizy wariancji, wprowadzony przez Shuklę (Shukla, 1972):

$$\bar{y}_{ij} = m + g_i + e_j + ge_{ij} + \bar{\varepsilon}_{ij} \quad (3)$$

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

W dalszych rozważaniach będziemy wykorzystywali średnie plonu i -tych odmian poprzez miejscowości rejonu uprawy, oznaczone za pomocą symbolu m_i i nazywane średnimi genotypowymi. Te średnie genotypowe są określone następująco: $m_i = m + g_i$.

Na podstawie modelu (3) określamy miary stopnia szerokiej adaptacji rodów, tj. średnią genotypową dla plonu (poprzez miejscowości rejonu uprawy), m_i , miarę Kanga, YS_i , wskaźnik niezawodności plonowania odmiany $R_i(0)$, średnią wartość funkcji niezawodności plonowania, MR_i .

WYNIKI I DYSKUSJA

W tabelach 2, 3 i 4 podano wyniki ocen rozważanych miar stopnia szerokiej adaptacji odmian dla trzech serii doświadczeń przedrejestrowych z pszenicą ozimą, wykonanych w latach 1994, 2000 i 2006.

Z racji na dużą liczbę odmian w każdej z trzech rozpatrywanych serii doświadczeń i ograniczoną objętość pracy, we wszystkich tabelach opierano się tylko na wynikach ocen dla 11 odmian z najwyższą średnią genotypową dla plonu oraz na podstawie dwóch odmian wzorcowych. Praca ma charakter metodyczny, nie zawiera, więc pełnych wyników badań.

Do oceny stopnia szerokiej adaptacji wszystkich porównywanych odmian zastosowano następujące miary standardowe, czyli średnią genotypową dla plonu oraz ranking wg średniej genotypowej. Średnia genotypowa pokazuje tylko stopień porządkowania odmian pod kątem ich stopnia szerokiej adaptacji. W tabelach 2, 3 i 4 odmiany przedstawiono w malejącym porządku wartości średnich genotypowych dla plonu ziarna, tj. na pierwszych pozycjach znalazły się odmiany średnio najwyżej plonujące poprzez miejscowości tzn. im niższa jest wartość średniej genotypowej dla odmiany, tym jej numer porządkowy pod względem tego parametru jest coraz wyższy, wskazując malejący stopień szerokiej adaptacji.

Następną miarą standardową wykorzystaną do oceny stopnia szerokiej adaptacji jest miara Kanga YS_i , jak i ranking wg miary Kanga. O ocenie stopnia adaptacji wnioskujemy na podstawie liczb porządkowych (rang) odmian według wartości YS_i . Zatem, im wyższa jest wartość miary YS_i dla odmiany, tym jego numer porządkowy pod względem tego parametru jest coraz niższy, wskazując rosnący stopień szerokiej adaptacji. Jednocześnie, odmiany o rosnących numerach porządkowych względem miary YS_i , posiadają malejący stopień szerokiej adaptacji.

We wszystkich tabelach została policzona i umieszczona dla potrzeb miary Kanga, wariancja stabilności. Parametr ten umożliwia zarówno zidentyfikowanie odmian o nieistotnej wariancji efektów interakcji GE, czyli tych stabilnie plonujących w różnych środowiskach (miejscowościach) jak i odmian o istotnej wariancji efektów interakcji GE, czyli tych niestabilnie plonujących w różnych środowiskach.

Natomiast, oceny stopnia szerokiej adaptacji odmian dokonano także na podstawie trzech serii doświadczeń za pomocą miar nowych, wyprowadzonych z definicji 1, czyli wskaźnika niezawodności plonowania odmiany $R_i(0)$ i średniej wartości funkcji niezawodności plonowania, MR_i . Miary wyprowadzone z definicji 1, w porównaniu do miar standardowych przedstawiają liczbowo stopień szerokiej adaptacji odmian. W związku z tym, policzono wskaźnik niezawodności plonowania $R_i(d)$, dla $d = 0$, czyli $R_i(0)$, jak i dla $R_i(d)$ przy różnych wartości przewagi wszystkich, tj. $d_1 = 0,25(m_{\max} - m)$; $d_2 = 0,5(m_{\max} - m)$ i $d_3 = 0,75(m_{\max} - m)$; gdzie $(m_{\max} - m)$ jest różnicą między maksymalną średnią genotypową, m_{\max} , wśród badanych odmian, a średnią ogólną, m , dla danej serii doświadczeń odmianowych. Im wartość wskaźnika niezawodności plonowania $R_i(d)$ jest bliższa (równa) jeden, tym plonowanie danej odmiany odznacza się rosnącym (największym) stopniem szerokiej adaptacji przy różnych wartościach przewagi d . Także, policzono średnią wartość funkcji niezawodności plonowania, MR_i . Im wartość średniej MR_i jest bliska (równa) jeden, tym odmiany wykazują rosnący (największy) stopień szerokiej adaptacji.

Na podstawie wyników znajdujących się w tabelach 2, 3, i 4 z tych trzech serii doświadczeń określono zgodność uporządkowania odmian pod względem standardowych i nowych miar stopnia szerokiej adaptacji odmian (mającą określić skuteczność i przydatność tych miar do oceny stopnia szerokiej adaptacji odmian).

Natomiast, w tabeli 2 z serii doświadczeń przedrejestrowych w roku 1994, stwierdzono, że spośród 11 badanych odmian o najwyższym potencjale plonowania, 10 z nich znalazło się wśród tych, które są na pierwszych 11 pozycjach pod względem miary Kanga, to jednak rangi wspomnianych 10 odmian o najwyższych wartościach miary Kanga były przestawione w stosunku do rang według ich średniego plonu. Powodem tego było podniesienie miejsc odmian według wartości miary Kanga w stosunku do ich miejsc według średniego plonu, jeśli tylko miały one wyższy stopień stabilności plonowania, niż inne odmiany na wyższych pozycjach dla średniego plonu. I tak właśnie, odmiana SMH_3340, która jest na pierwszym miejscu według średniego plonu, utrzymała się na trzecim miejscu według miary Kanga, ponieważ niestabilnie plonowała (istotna wariancja efektów interakcji GE). Natomiast, odmiana SMH_3539 z piątej pozycji według średniego plonu, znalazł się na pierwszym miejscu według miary Kanga, ponieważ stabilnie plonowała. Na drugim miejscu według miary Kanga znalazła się odmiana AND_387/89, która była czwarta pod względem średniego plonu, dlatego, że stabilnie plonowała, zaś odmiany na miejscach 6–11 według średniego plonu były niestabilne (istotna wariancja efektów interakcji GE). Na miejscu 9 według miary Kanga znalazła się odmiana SOD_301/89, a na 10 pozycji AND_298/89, jednocześnie były na dziewiątym i dziesiątym miejscu pod względem średniego plonu (podobne pozycje pod względem obu kryteriów selekcji odmian warto skojarzyć z istotną wariancją efektów interakcji GE, czyli niestabilnością plonowania).

Zatem, na podstawie serii doświadczeń wykonanej w roku 1994 (tab. 2), wykazano, że kolejność 11 pierwszych odmian pod względem średnich genotypowych dla plonu nie jest taka sama, ani też bardzo podobna do tej kolejności pod względem miary Kanga.

Tabela 2

Ocena średniej genotypowej plonu, wariancji stabilności, miary Kanga oraz miar $R_i(d=0)$ i MR_i dla serii doświadczeń przedrejestrowych z pszenicą ozimą, wykonanej w roku 1994
Estimates of genotypic mean yield, stability variance, Kang's measure, $R_i(d=0)$ and MR_i measures for the pre-registration cultivar trials with winter wheat in 1994

Odmiana Cultivar	Średnia genotypowa Genotypic mean yield	Ranking wg śred. gen. Ranking by gen. mean yield	Wariancja stabilności Stability variance	Miara Kanga, YS_i Kang's measure, YS_i	Ranking wg miary YS_i Ranking by Kang's measure YS_i	$\hat{R}_i(0)$	$\hat{R}_i(1,8)$	$\hat{R}_i(3,6)$	$\hat{R}_i(5,4)$	MR_i
SMH_3340	93,5	1	19,9**	56	3	1,00	0,93	0,79	0,71	0,86
AND_387/89	92,3	2	27,5**	55	4	0,93	0,71	0,71	0,43	0,70
AND_3124/7	91,6	3	21,9**	54	5	0,93	0,79	0,57	0,36	0,66
PAB_1331/5	91,2	4	9,7ns	59	2	0,93	0,86	0,64	0,43	0,71
SMH_3539	90,6	5	7,9ns	60	1	0,93	0,86	0,57	0,21	0,64
SMH_3407	90,5	6	18,9**	51	8	0,71	0,64	0,57	0,43	0,59
PAB_964/87	90,4	7	10,5ns	54	6	0,86	0,71	0,50	0,43	0,63
STH_3432	90,2	8	10,4ns	53	7	0,93	0,64	0,50	0,29	0,59
SOD_301/89	90,2	9	17,4**	48	9	0,79	0,79	0,57	0,43	0,64
AND_298/89	89,8	10	27,4**	47	10	0,71	0,64	0,50	0,43	0,57
KOC_4323/8	89,4	11	23,5**	46	12	0,71	0,71	0,43	0,29	0,54
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
OLH_9458	87,1	25	8,4ns	38	19	0,64	0,36	0,14	0,07	0,30
EMIKA*	87,1	26	22,1**	29	28	0,64	0,36	0,36	0,14	0,38
MOB_3195/9	86,9	27	17,2**	28	29	0,57	0,36	0,29	0,14	0,34
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
LAD_174/88	85,5	38	6,6ns	23	33	0,43	0,07	0,07	0,00	0,14
ALMARI*	85,3	39	6,2ns	22	34	0,50	0,07	0,00	0,00	0,14
DAD_185/89	85,1	40	9,3ns	19	37	0,21	0,07	0,07	0,07	0,11
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
SMH_1389/1	79,0	60	62,5**	-9	60	0,14	0,07	0,07	0,07	0,09
BEGRA	74,5	61	12,3*	-10	61	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

^w oznacza odmiany wzorcowe; check cultivars

^{ns} oznacza nieistotną wariację efektów interakcji GE; non-significant variance of GE interaction effects

* (**) oznacza istotną wariację efektów interakcji GE przy poziomie istotności $\alpha=0,05$, $0,05 < P < 0,01$ ($\alpha=0,01$, $P < 0,01$); significant variance of GE interaction effects at the level $\alpha=0,05$, $0,05 < P < 0,01$ ($\alpha=0,01$, $P < 0,01$)

W celu pełniejszego zbadania skuteczności w określaniu stopnia szerokiej adaptacji dla tych 11 badanych odmian policzono wskaźniki niezawodności plonowania $\hat{R}_i(d)$ dla $d=0$ przy zwiększającym się d , tj. $d_1=0,25(m_{max}-m)=1,8$; $d_2=0,5(m_{max}-m)=3,6$ i $d_3=0,75(m_{max}-m)=5,4$; gdzie $(m_{max}-m)$ oraz policzono średnie wartości funkcji niezawodności plonowania, MR_i (tab. 2). Zbadano, że dla 11 badanych odmian z najwyższą wartością miary YS_i , a jego numer porządkowy pod względem tego parametru jest coraz niższy, wskazuje na rosnący stopień szerokiej adaptacji, potwierdzają podobną zgodność uporządkowania najwyższe wartości wskaźnika niezawodności plonowania (bliskie jeden) dla tych samych 11 badanych odmian, jak i najwyższe wartości średniej wartości funkcji niezawodności plonowania, MR_i (bliskie jeden). Natomiast, kolejność 11 pierwszych odmian z najwyższą średnią genotypową dla plonu, a jej numer porządkowy jest coraz niższy, wskazuje rosnący stopień szerokiej adaptacji wykazują podobną (ale gorszą od miary Kanga) zgodność uporządkowania, tych odmian w stosunku do miar nowych definicji 1.

Zatem, miary standardowe (szczególnie miara Kanga) potwierdzają podobną zgodność uporządkowania wszystkich porównywanych 11 odmian względem osiągniętych najwyższych wartości w stosunku do nowych miar (wskaźnika niezawodności plonowania $R_i(d)$, w miarę zwiększania wartości d jak i w stosunku do najwyższych wartości średnich funkcji niezawodności plonowania, MR_i).

W tych tabelach 2, 3 i 4 także odznaczono kolorem szarym odmiany plonujące średnio istotnie powyżej średniej dwóch odmian wzorcowych dla plonu. Odmiany zostały wyznaczone za pomocą dwustronnego testu Dunnetta, opartego na modelu mieszanym łącznej analizy wariancji. Zastosowany test Dunnetta wskazuje, że w 1994 roku; 4, badane odmiany plonowały średnio istotnie powyżej przeciętnej obu wzorców. Do tej grupy należą odmiany: SMH_3340, AND_387/89, AND_3124/7, PAB_1331/5.

Natomiast, na podstawie wyników z serii doświadczeń wykonanych w 2000 roku (tab. 3) wynika, że spośród 11 badanych odmian o najwyższym potencjale plonowania, 9 z nich znalazło się wśród tych, które są na pierwszych 11 pozycjach pod względem miary Kanga, to jednak rangi wspomnianych 9 odmian o najwyższych wartościach miary Kanga były przestawione w stosunku do rang według ich średniego plonu. Także policzono wskaźniki niezawodności plonowania $\hat{R}_i(d)$ dla $d = 0$ przy zwiększającym się d , tj. $d_1 = 0,25(\text{mmax}-\text{m}) = 1,9$; $d_2 = 0,5(\text{mmax}-\text{m}) = 3,8$ i $d_3 = 0,75(\text{mmax}-\text{m}) = 5,6$; oraz policzono średnie wartości funkcji niezawodności plonowania, $\hat{R}_i(d)$ (tab. 3). W związku z tym porównano 11 badanych odmian pod względem zgodności uporządkowania pod względem miar standardowych i miar stopnia szerokiej adaptacji $R_i(0)$ i MR_i . Odmiana SOD_5/95, która jest na pierwszym miejscu według średniego plonu, utrzymała się na tym samym pierwszym miejscu według miary Kanga, ponieważ stabilnie plonowała (nieistotna wariancja efektów interakcji GE) i jednocześnie odmiana SOD_5/95 osiąga najwyższe wartości (równe i bliskie jeden) wskaźnika niezawodności plonowania $R_i(d)$, w miarę zwiększania wartości d jak i najwyższe wartości średnich funkcji niezawodności plonowania, MR_i . Natomiast, odmiana KOC_6309/96 z drugiej pozycji według średniego plonu, znalazła się na piątym miejscu według miary Kanga, ponieważ niestabilnie plonowała (istotna wariancja efektów interakcji GE). Odmiana KOC_6309/96 w stosunku do miar nowych osiąga niższe wartości wskaźnika niezawodności plonowania $R_i(0) = 0,86$ i niższe w miarę zwiększania wartości d , czyli $R_i(1,9) = 0,86$, $R_i(3,8) = 0,57$, $R_i(5,6) = 0,57$, jak i niższą średnią wartość funkcji niezawodności plonowania, $MR_i = 0,71$. Zaś, na drugim miejscu według miary Kanga znalazła się odmiana AND_387/89, która była czwarta pod względem średniego plonu, dlatego, że stabilnie plonowała, ale odmiana AND_387/89 w stosunku do miar nowych osiąga wyższe wartości wskaźnika niezawodności plonowania $R_i(0) = 1,00$ i wyższe w miarę zwiększania wartości d , czyli $R_i(1,9) = 1,00$, $R_i(3,8) = 0,86$, $R_i(5,6) = 0,29$, jak i wyższą średnią wartość funkcji niezawodności plonowania, $MR_i = 0,79$.

Zatem, na podstawie serii doświadczeń wykonanych w (tab. 3), wykazano, że kolejność 11 pierwszych odmian pod względem średnich genotypowych dla plonu nie jest taka sama, ani też bardzo podobna do tej kolejności pod względem miary Kanga. Natomiast, lepiej miara Kanga niż średnia genotypowa potwierdza podobną zgodność uporządkowania tych 11 odmian względem osiągniętych najwyższych wartości w stosunku do nowych miar

(wskaźnika niezawodności plonowania $R_i(d)$, w miarę zwiększania wartości d jak i w stosunku do najwyższych wartości średnich funkcji niezawodności plonowania, MR_i).

Test Dunnetta wskazuje, że w 2000 roku; 7 badanych odmian (w tabeli 3 wytłuszczono) plonowało średnio istotnie powyżej przeciętnej obu wzorców.

Do tej grupy należą odmiany: SOD_5/95, KOC_6309/96, SOD_3387/92, SZD_323, AND_413/94, SOD_1152/93, STH_549.

Tabela 3

Ocena średniej genotypowej plonu, wariacji stabilności, miary Kanga oraz miar $R_i(d=0)$ i MR_i dla serii doświadczeń przedrejestracyjnych z pszenicą ozimą, wykonanej w roku 2000
Estimates of genotypic mean yield, stability variance, Kang's measure, $R_i(d=0)$ and MR_i measures for the pre-registration cultivar trials with winter wheat in 2000

Odmiana Cultivar	Średnia genotypowa Genotypic mean yield	Ranking wg śred. gen. Ranking by gen. mean yield	Wariancja stabilności stability variance	Miara Kanga, YS_i Kang's measure, YS_i	Ranking wg miary YS_i Ranking by Kang's measure, YS_i	$\hat{R}_i(0)$	$\hat{R}_i(1,9)$	$\hat{R}_i(3,8)$	$\hat{R}_i(5,6)$	$M\hat{R}_i$
SOD_5/95	96,2	1	9,5ns	74	1	1,00	1,00	0,86	0,57	0,86
KOC_6309/6	94,3	2	22,4**	65	5	0,86	0,86	0,57	0,57	0,71
SOD_3387/92	94,0	3	25,1**	64	7	1,00	0,71	0,57	0,43	0,68
SZD_323	94,0	4	25,1**	63	8	0,86	0,86	0,43	0,43	0,64
AND_413/94	93,9	5	3,8ns	70	2	1,00	1,00	0,86	0,29	0,79
SOD_1152/93	93,4	6	34,1**	61	11	0,86	0,57	0,43	0,29	0,54
STH_549	93,2	7	11,7ns	66	3	0,86	0,86	0,71	0,43	0,71
SZD_383	93,0	8	6,3ns	66	4	1,00	0,86	0,71	0,43	0,75
SMH_5089	92,9	9	9,7ns	65	6	1,00	0,71	0,43	0,29	0,61
NAD_414/95	92,8	10	22,5**	56	14	0,86	0,71	0,43	0,43	0,61
NAD_405/95	92,7	11	10,8ns	63	9	0,86	0,86	0,43	0,29	0,61
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
KOBRA ^w	90,9	21	13,7ns	49	21	0,71	0,57	0,14	0,14	0,39
SMH_5090	90,6	22	14,3ns	47	22	0,86	0,57	0,43	0,00	0,46
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
ELENA ^w	82,9	68	11,9ns		-1	66	0,00	0,00	0,00	0,00
SMH_5345	81,4	69	8,3ns		0	65	0,00	0,00	0,00	0,00
BEGRA	80,8	70	15,5*		-5	69	0,00	0,00	0,00	0,00
SMH_4759	80,2	71	92,4**		-10	71	0,14	0,00	0,00	0,04

- Wyjaśnienia jak w tabeli 2; Explanation as in the table 2

W tabeli 4 przedstawiono wyniki ocen tych samych miar stopnia szerokiej adaptacji dla odmian z serii doświadczeń z 2006 roku (tab. 4).

Tabela 4

Ocena średniej genotypowej plonu, wariacji stabilności, miary Kanga oraz miar $R_i(d=0)$ i MR_i dla serii doświadczeń przedrejestrowych z pszenicą ozimą, wykonanej w roku 2006
 Estimates of genotypic mean yield, stability variance, Kang's measure, $R_i(d=0)$ and MR_i measures for the pre-registration cultivar trials with winter wheat in 2006

Odmiana Cultivar	Średnia genoty- powa genotypic mean yield	Ranking wg śred. gen. Ranking by gen. mean yield	Wariancja stabilności stability variance	Miara Kanga, YS_i Kang's measure, YS_i	Ranking wg miary YS_i Ranking by Kang's measure, YS_i	$\hat{R}_i(0)$	$\hat{R}_i(1,9)$	$\hat{R}_i(3,8)$	$\hat{R}_i(5,7)$	$M\hat{R}_i$
KBP_02.945	85,2	1	9,3ns	62,0	1	1,0	0,9	0,9	0,9	0,89
KBP_02.977	84,9	2	46,2**	53,0	5	0,9	0,7	0,7	0,6	0,71
DED_2097/02	83,6	3	27,5**	52,0	6	0,9	0,7	0,7	0,6	0,71
SZD_651	83,5	4	16,5**	55,0	3	1,0	1,0	0,7	0,4	0,79
STH_1195	83,4	5	39,4**	50,0	7	0,7	0,7	0,7	0,4	0,64
NAD_1-9-7817	83,3	6	3,7ns	57,0	2	1,0	1,0	0,9	0,4	0,82
STH_1637	83,0	7	66,1**	48,0	8	0,7	0,7	0,4	0,4	0,57
MOB_1958/01	82,2	8	2,1ns	55,0	4	1,0	1,0	0,6	0,3	0,71
DED_725/02	81,5	9	52,7**	45,0	11	0,7	0,6	0,6	0,6	0,61
KBP_03.25	81,4	10	54,0**	44,0	13	0,7	0,4	0,3	0,3	0,43
DAD_1334/01	81,2	11	39,3**	43,0	15	0,6	0,6	0,6	0,4	0,54
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
TONACJA"	73,3	48	17,9**	2,0	49	0,3	0,1	0,0	0,0	0,11
STH_1066	72,3	52	18,9**	-3,0	53	0,0	0,0	0,0	0,0	0,00
KOBRA "	72,2	53	6,0ns	4,0	47	0,0	0,0	0,0	0,0	0,00
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
SMH_7639	69,9	58	105,4**	-9,0	58	0,4	0,1	0,0	0,0	0,14
CHD_2212/00-2	69,2	59	151,0**	-10,0	59	0,3	0,1	0,0	0,0	0,11

- Wyjaśnienia jak w tabeli 2; Explanation as in the table 2

Wyniki te potwierdzają, że 11 badanych odmian o najwyższym potencjale plonowania, 8 z nich znalazło się wśród tych, które są na pierwszych 11 pozycjach pod względem miary Kanga, to jednak rangi wspomnianych 8 odmian o najwyższych wartościach miary Kanga były przestawione w stosunku do rang według ich średniego plonu. Także policzono wskaźniki niezawodności plonowania $\hat{R}_i(d)$ dla $d=0$ przy zwiększającym się d , tj. $d_1=0,25(m_{max}-m)=1,9$; $d_2=0,5(m_{max}-m)=3,8$ i $d_3=0,75(m_{max}-m)=5,7$; oraz policzono średnie wartości funkcji niezawodności plonowania, $M\hat{R}_i$ (tab. 4). Odmiana KBP_02.945, która jest na pierwszym miejscu według średniego plonu, utrzymała się na tym samym pierwszym miejscu według miary Kanga, ponieważ stabilnie plonowała (nieistotna wariancja efektów interakcji GE) i jednocześnie odmiana KBP_02.945 osiąga najwyższe wartości (równe i bliskie jeden) wskaźnika niezawodności plonowania $R_i(d)$, w miarę zwiększania wartości d , jak i najwyższe wartości średnich funkcji niezawodności plonowania MR_i , natomiast odmiana KBP_02.977 z drugiej pozycji według średniego plonu, znalazła się na piątym miejscu według miary Kanga, ponieważ niestabilnie plonowała (istotna wariancja efektów interakcji). Odmiana KBP_02.945 w stosunku do miar nowych osiąga niższe wartości wskaźnika niezawodności plonowania $R_i(0)=0,90$ i niższe w miarę zwiększania wartości d , czyli $R_i(1,9)=0,70$, $R_i(3,8)=0,70$, $R_i(5,6)=0,60$, jak i niższą średnią wartość funkcji niezawodności plonowania, $MR_i=0,71$. Zaś, na drugim

miejscu według miary Kanga znalazła się odmiana NAD_1-9-7817, która była szóstą pod względem średniego plonu, dlatego, że stabilnie plonowała, ale odmiana NAD_1-9-7817w stosunku do miar nowych osiąga wyższe wartości wskaźnika niezawodności plonowania $R_i(0) = 1,00$ i wyższe w miarę zwiększania wartości d , czyli $R_i(1,9) = 1,00$, $R_i(3,8) = 0,90$, $R_i(5,6) = 0,40$, jak i wyższą średnią wartość funkcji niezawodności plonowania, $MR_i = 0,82$.

Seria doświadczeń z (tab. 4), potwierdziła, że zgodność uporządkowania 11 pierwszych odmian pod względem średnich genotypowych dla plonu nie jest taka sama, ani też bardzo podobna do tej kolejności pod względem miary Kanga. Natomiast, lepiej miara Kanga niż średnia genotypowa potwierdza podobną zgodność uporządkowania tych 11 odmian względem osiąganych najwyższych wartości w stosunku do nowych miar (wskaźnika niezawodności plonowania $R_i(d)$, w miarę zwiększania wartości d jak i w stosunku do najwyższych wartości średnich funkcji niezawodności plonowania, MR_i).

W 2006 roku zastosowany test Dunnetta wskazuje, że; 11 badanych odmian (w tabeli 4 zaznaczono kolorem szarym) plonowało średnio istotnie powyżej przeciętnej obu wzorców. Do tej grupy należą odmiany: KBP_02.945, KBP_02.977, DED_2097/02, SZD_651, STH_1195, NAD_1-9-7817, STH_1637, MOB_1958/01, DED_725/02, KBP_03.25, DAD_1334/01.).

Analiza zgodności rankingu odmian ze względu na wartości miar stopnia szerokiej adaptacji

Empiryczne badanie zgodności uporządkowania odmian pod względem standardowych i nowych miar stopnia szerokiej adaptacji rodów wykonano za pomocą analizy korelacji rang Spearmana (Piepho, 1996) na podstawie danych dla plonu ziarna rodów pszenicy ozimej w 15 seriach doświadczeń przedrejestrowych, wykonanych w latach 1992–2007. W tabeli 5 przedstawiono wyznaczone współczynniki korelacji rang Spearmana, obejmujące 3 serie doświadczeń przedrejestrowych z 1994, 2000 i 2006 roku. Współczynniki korelacji Spearmana wyznaczono dla:

- wszystkich badanych rodów,
- 20 odmian z najwyższą średnią genotypową dla plonu,
- 10 odmian z najwyższą średnią genotypową dla plonu.

W tabeli 5 podano wyniki współczynników korelacji rang Spearmana wyznaczonych pomiędzy miarami z definicji 1, a miarami standardowymi.

Stwierdzono dla wszystkich badanych rodów, silne korelacje (współczynniki korelacji bliskie 1) pomiędzy średnią genotypową, a każdą nową miarą, tj. $R_i(0)$, MR_i (określenie stosowane do miar z definicji 1) w każdym roku, czyli w 1994, 2000 i 2006. Podobne silne korelacje w każdym roku badań wykazano pomiędzy miarą YS_i , a każdą nową miarą $R_i(0)$, MR_i . Silna korelacja rangowa dla wszystkich badanych odmian wskazuje na dużą zgodność porządkowania odmian pod względem miar standardowych i nowych miar z definicji 1. Oznacza to, że średnia genotypowa i miara YS_i porządkują podobnie wszystkie badane odmiany, jak miary stopnia szerokiej adaptacji $R_i(0)$ i MR_i .

Tabela 5

Współczynniki korelacji rang Spearmana między miarami stopnia szerokiej adaptacji odmian pszenicy ozimej na podstawie danych dla plonu z serii 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 from pre-registration cultivar trials carried out in the years 1994, 2000 and 2006

1994	Średnia genotypowa genotypów c mean yield	Miara Kanga YS_i Kang's measur, YS_i	$R_i(0)$	2000	Średnia genotypowa genotypów c mean yield	Miara Kanga YS_i Kang's measur, YS_i	$R_i(0)$	2006	Średnia genotypowa genotypów c mean yield	Miara Kanga YS_i Kang's measur, YS_i	$R_i(0)$
Miara Kanga YS_i Kang's measur, YS_i	0,99 ¹			Miara Kanga YS_i Kang's measur, YS_i	0,99 ¹			Miara Kanga YS_i Kang's measur, YS_i	0,98 ¹		
	0,96 ²				0,86 ²				0,87 ²		
	0,35 ³				0,64 ³				0,64 ³		
	0,95 ¹	0,94 ¹			0,94 ¹	0,94 ¹			0,85 ¹	0,85 ¹	
$R_i(0)$	0,93 ²	0,94 ²		$R_i(0)$	0,73 ²	0,85 ²		$R_i(0)$	0,32 ²	0,63 ²	
	0,10 ³	0,59 ³			0,47 ³	0,94 ³			0,47 ³	0,94 ³	
	0,94 ¹	0,91 ¹	0,93 ¹		0,96 ¹	0,94 ¹	0,95 ¹		0,92 ¹	0,89 ¹	0,91 ¹
MR_i	0,96 ²	0,95 ²	0,93 ²	MR_i	0,87 ²	0,89 ²	0,76 ²	MR_i	0,81 ²	0,89 ²	0,49 ²
	0,49 ³	0,89 ³	0,49 ³		0,71 ³	0,97 ³	0,91 ³		0,71 ³	0,97 ³	0,91 ³

¹ Współczynnik korelacji rang Spearmana dla wszystkich badanych odmian; Spearman's coefficient of rank correlation for all tested cultivars

² Współczynnik korelacji rang Spearmana dla 20 odmian z najwyższą średnią genotypową dla plonu; Spearman's coefficient of rank correlation for 20 cultivars with the highest genotypic mean yield

³ Współczynnik korelacji rang Spearmana dla 10 odmian z najwyższą średnią genotypową dla plonu; Spearman's coefficient of rank correlation for 10 cultivars with the highest genotypic mean field

Powyższy wynik oceny dla wszystkich badanych odmian jest zbyt generalny i oznacza on, że miary standardowe (przede wszystkim średnia genotypowa) są dobrym kryterium oceny stopnia szerokiej adaptacji odmian, co stanowi obraz niewystarczająco odpowiadający grupie odmian wyróżnionych pozytywnie pod względem plonowania (zwykle o najwyższych średnich genotypowych dla plonu). Dlatego też, bardziej interesująca może być ocena zgodności uporządkowania 20 lub 10 odmian o najwyższych średnich genotypowych dla plonu. Wyniki z 20 odmian w 1994 roku pokazują, że średnia genotypowa, jak i miara YS_i są silnie skorelowane z miarami $R_i(0)$ i MR_i , czyli uporządkowanie wg średniej genotypowej i miary Kanga jest podobne dla tych 20 odmian jak i dla $R_i(0)$ oraz MR_i . Natomiast, ocena uporządkowania wg średniej i miary Kanga w stosunku do miar $R_i(0)$ i MR_i zmienia się dla tych 20 badanych odmian w 2000 i 2006 roku, ponieważ w roku 2000 ta ocena jest mniej zgodna, a w 2006 roku powyższa ocena wykazuje największą niezgodność uporządkowania dla tych 20 odmian z najwyższą średnią genotypową. Jednak, ocena wykazująca zgodność podobnego uporządkowania tych 20 badanych odmian w 2000 i 2006 roku zdecydowanie jest lepsza wg miary Kanga (wyższe współczynniki korelacji rangowej) niż wg średniej genotypowej w stosunku do miar z definicji 1.

Natomiast w 1994, 2000 i 2006 roku, badano ocenę zgodności uporządkowania dla 10 odmian z najwyższą średnią genotypową dla plonu wykazując dość interesującą ocenę

polegającą na tym, że średnia genotypowa, jest słabo skorelowana z miarami $R_i(0)$ i MR_i , czyli uporządkowanie wg średniej genotypowej jest niezgodne dla tych 10 odmian w stosunku do miar $R_i(0)$ oraz MR_i . Ponadto stwierdzono w każdym roku badań wyraźnie lepszą zgodność uporządkowania grupy tych 10 odmian pod względem miary YS_i niż wg średniej genotypowej, a każdą nową miarą $R_i(0)$ oraz MR_i .

Stwierdzono, że badania grupy 20, a najlepiej 10 odmian o najwyższych średnich genotypowych dla plonu świadczą o tym, że skuteczność i przydatność miar standardowych jest niewystarczająca do oceny stopnia szerokiej adaptacji odmian, polegająca na zgodnym porządkowaniu odmian pod względem miar standardowych, a w szczególności średniej genotypowej w stosunku do nowych miar stopnia szerokiej adaptacji odmian.

WNIOSKI

1. Nowe miary, tj. wskaźnik niezawodności plonowania odmian $R_i(d = 0)$ i średnia wartość funkcji niezawodności plonowania MR_i najbardziej adekwatnie określającą stopień szerokiej adaptacji odmiany w rejonie uprawy i dlatego najbardziej wiarygodnie porządkują one odmiany według stopnia szerokiej adaptacji.
2. Miara porządkowa Kanga YS_i także dobrze odzwierciedla relatywny stopień szerokiej adaptacji odmian, ponieważ porządkuje ona wszystkie rody oraz te w grupach o najwyższych średnich, podobnie, jak funkcja niezawodności plonowania MR_i i wskaźnik niezawodności plonowania $R_i(d = 0)$.
3. Średnia genotypowa plonu nie jest dobrą miarą do odzwierciedlenia stopnia szerokiej adaptacji odmian w grupie tych o najwyższych średnich plonu, ponieważ porządkuje ona obiekty niezgodnie, w stosunku do porządku według nowych miar, tj. wskaźnika $R_i(d = 0)$ i średniej wartości funkcji niezawodności plonowania MR_i .
4. W każdej z trzech badanych serii doświadczzeń znajdowały się rody o średnim plonie ziarna istotnie wyższym od średniej dwóch odmian wzorcowych.

LITERATURA

- Allard R. W., Bradshaw A. D. 1964. Implications of genotype-environmental interactions in applied plant breeding. *Crop Sci.* 4: 503 — 508.
- 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.
- 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.
- Lee E. A., Doerksen T. K., Dannenberg L.W. 2003. Genetic components of yield stability in maize breeding populations. *Crop Sci.* 43:2018 — 2027.
- 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.
- Piepho H. P. 1996. Analysis of genotype-by-environment interaction and phenotypic stability. In: *Genotype-by-environment interaction*. Eds. Kang M. S., Gauch H. G., CRC Press, Boca Raton, Fl.: 151 — 174.
- 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.
- Shukla G. K. 1972. Some statistical aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. *Heredity* 29: 237 — 245.