

JOANNA UKALSKA ¹
 TADEUSZ ŚMIAŁOWSKI ²
 KRZYSZTOF UKALSKI ¹

¹ Katedra Ekonometrii i Statystyki, Zakład Biometrii
 Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

² Instytut Hodowli i Aklimatyzacji Roślin — PIB
 Zakład Roślin Zbożowych w Krakowie

Porównanie parametrycznych i nieparametrycznych miar stabilności na podstawie wyników doświadczeń wstępnych z żytem ozimym

Comparison of parametric and non-parametric stability measures on the basis of data from preliminary trials with winter rye

W pracy analizowano stabilność plonowania 12 form populacyjnych i 18 mieszańcowych żyta ozimego badanych w doświadczeniach wstępnych prowadzonych w 2009 roku w 6 miejscowościach. Celem pracy było porównanie parametrycznych i nieparametrycznych miar stabilności oraz wskazanie stabilnie i wysoko plonujących genotypów żyta ozimego. Zastosowano 17 miar stabilności, wśród których wydzielono, na podstawie hierarchicznej analizy skupień, 3 grupy. Grupa 1 to miary wskazujące na stabilność dynamiczną silnie skorelowane ze średnią genotypową: P_i , D_i , YS i TOP; grupa 2 — miary służące do wyznaczania genotypów o przeciętnym plonie ale wysokiej stabilności: b_i , α , S_i^2 i CV; grupa 3 — miary stabilności w sensie statycznym wskazujące genotypy do uprawy ekstensywnej: $S_i^{(1)}$, $S_i^{(2)}$, $S_i^{(3)}$ i $S_i^{(6)}$, S_{di}^2 , λ , θ , W_i i D^2 . Wśród genotypów populacyjnych stabilnymi i wysoko plonującymi rodami były CHD 62 i CHD 43. Rody te mogą być stosowane w uprawie intensywnej. Ród populacyjny CHD 17, ze względu na średni plon i wysoki poziom stabilności może znaleźć zastosowanie w uprawie ekstensywnej. Wśród genotypów mieszańcowych rodami wysoko plonującymi i wysoko stabilnymi wskazanymi do uprawy intensywnej były CHD 548, CHD 516, CHD 621, SMH 8121 i SMH 8240.

Słowa kluczowe: analiza skupień, formy mieszańcowe, formy populacyjne, parametryczne i nieparametryczne miary stabilności, plon ziarna, żyto ozime

Yield stability of 12 open-pollinated and 18 hybrid genotypes of winter rye was assessed in preliminary trials conducted in 6 locations in 2009. The aim of this work was to compare parametric and non-parametric stability measures and to indicate stable and high yielding genotypes of winter rye. On the basis of hierarchical cluster analysis 17 stability measures were classified into three groups. The first group related to the dynamic concept of stability and strongly correlated with mean yield included the parameters: P_i , D_i , YS and TOP; the second group — stability measures pointing stable genotypes

with average yield included: b_i , α S_i^2 i CV ; the third group — stability measures reflecting the concept of static stability and indicating genotypes for extensive cultivation included $S_i^{(1)}$, $S_i^{(2)}$, $S_i^{(3)}$ i $S_i^{(6)}$, S_{di}^2 , λ , θ , W_i i D^2 . Among the open-pollinated genotypes stable and high yielding ones were CHD62 and CHD 43. On account of average yield open-pollinated line CHD 17 can be used in extensive cultivation. High yielding and highly stable hybrid lines destined for intensive cultivation were CHD 548, CHD 516, CHD 621, SMH 8121 i SMH 8240.

Key words: cluster analysis, grain yield, hybrid lines, open-pollinated lines, parametric and non-parametric stability measures, winter rye

WSTĘP

Badanie wpływu interakcji genotypowo-środowiskowej (GE), czyli specyficznej reakcji genotypów na warunki środowiska jest ważnym aspektem analizy danych w doświadczeniach hodowlanych. Celem tych analiz może być np. wskazanie przydatności punktów doświadczalnych do oceny materiału hodowlanego (Śmiałowski i in., 2001) oraz genotypów stabilnie plonujących w różnych środowiskach (Becker i Leon, 1988). Równie ważne jest zwrócenie uwagi na wysoki poziom plonowania tych obiektów (Becker i Leon, 1988; Bujak i in., 2008; Mohammadi i Amri, 2008).

W kilku ostatnich dziesięcioleciach do badania stabilności plonowania w doświadczeniach hodowlanych zaproponowano wiele miar statystycznych. Należą do nich miary oparte na modelach regresji, modelach analizy wariancji (Piepho, 1998), oraz inne miary jednowymiarowe wśród których są miary zarówno parametryczne jak i nieparametryczne. Stosowane są również metody wielowymiarowe (Zobel i in., 1988; Gauch, 2006). Najczęściej stosowanymi miarami parametrycznymi opartymi na modelu regresji są współczynnik regresji Eberharta i Russela b_i (1966), podany wcześniej przez Finlaya i Wilkinsona (1963) oraz wariancja odchylenia od regresji S_{di}^2 . Miara genotypowej stabilności Hansona D_i^2 (Hanson, 1970; Becker i Leon, 1988) wykorzystuje minimalną wartość b_i dla i -tego genotypu. Wprowadzone przez Tai'a (1971) efekt środowiskowy α oraz odchylenie od regresji λ , w interpretacji podobne do parametrów regresji, są estymatorami największej wiarygodności otrzymanymi z analizy wariancji. Wśród miar parametrycznych, które wskazują na wkład genotypu w wielkość wariancji dla interakcji GE są wariancja stabilności Shukli (1972), ekowalencja Wricke'a W_i (1962), wariancja interakcji GE bez i -tego genotypu $\theta_{(i)}$ (Plaisted 1960; Lin i in., 1986). Francis i Kanenberg (1978) zaproponowali wariancję środowiskową S_i^2 oraz współczynnik zmienności CV . Miarami kładącymi szczególny nacisk na porównanie ze średnim plonem są indeks nadrzędności genotypu P_i (Lin i Binns, 1988) oraz indeks atrakcyjności genotypu D_i (Hernandez i in., 1993).

Wymienione wyżej parametryczne miary stabilności są efektywne pod warunkiem spełnienia założeń wymaganych przy stosowaniu danej techniki statystycznej, zwykle są to założenia o normalności błędów oraz losowych efektów przyjętego modelu, najczęściej efektów interakcji GE i środowiska (Sabaghnia i in., 2006; Mohammadi i Amri, 2008). Dlatego też zaproponowano wiele miar nieparametrycznych, przy których stosowaniu nie

są wymagane założenia dotyczące rozkładu zmiennej, ponadto metody te nie są czułe na wartości odstające (Nassar i Hühn, 1987; Hühn, 1990). Wśród miar nieparametrycznych najczęściej stosowanymi są rangowe parametry stabilności $S_i^{(1)}$, $S_i^{(2)}$, $S_i^{(3)}$, $S_i^{(6)}$ (Nassar i Hühn, 1987), rangowa miara przewagi genotypu TOP (Fox i in., 1990) oraz miara Kanga RS (Kang i Pham, 1991) będąca wskaźnikiem wysokiego plonu i małej wariancji stabilności Shukli.

Wyniki otrzymywane na podstawie wymienionych miar dla tego samego zestawu danych eksperymentalnych różnią się. Nie wskazano jednej zawsze skutecznej metody, której wyniki mogłyby być z powodzeniem stosowane dla każdej serii doświadczeń. Zatem, warto stosować co najmniej kilka z nich do analizy wyników tych samych serii doświadczeń (Becker i Leon, 1988). Takie podejście zastosowało wielu autorów (Bhargava i in., 2008; Bujak i in., 2008; Mohammadi i Amri, 2008; Mut i in., 2010), którzy porównywali podobieństwo wyników uzyskanych za pomocą zastosowanych przez siebie miar stabilności.

Cel pracy był dwójaki: 1. porównanie parametrycznych i nieparametrycznych miar stabilności określających zróżnicowaną reakcję plonu form żyta ozimego na zmienne warunki środowiskowe w miejscowościach, 2. wskazanie stabilnie i wysoko plonujących genotypów żyta ozimego.

MATERIAŁ I METODY

Materiał badawczy

Materiał badawczy obejmował wyniki doświadczeń wstępnych z żytem ozimym przeprowadzonych w 2009 r. dla potrzeb hodowli przez Stacje i Zakłady Hodowli Roślin koordynowanych przez Zakład Roślin Zbożowych IHAR — PIB w Krakowie. Doświadczenia przeprowadzono w 6 miejscowościach (Choryń, Łaski, Nagradowice, Radzików, Smolice, Sobiejuchy) w układzie bloków niekompletnych z trzema powtórzeniami na poletkach o powierzchni 10 m². Zabiegi agrotechniczne; nawożenie, ochronę przed chwastami i szkodnikami zastosowano odpowiednio do lokalnych potrzeb. W okresie wegetacji wykonano obserwacje porażenia chorobami (skala 1–9), podatności na wyleganie, zdolności pylenia kwiatostanów, pomiary wysokości, odnotowano daty kłoszenia, a po zbiorach oznaczono plon ziarna z poletka (przy 15% H₂O). Badano 30 genotypów żyta ozimego pochodzących z kilku ośrodków hodowlanych w Polsce (tab. 2). Było to 12 genotypów populacyjnych (w tab. 2 obiekty o numerach 1–12) — 10 rodów i 2 wzorce: Bosmo i Dańkowskie Diament oraz 18 mieszańcowych z 2 wzorcami: Balistic i Minello (w tab. 2 obiekty o numerach 13–30). W niniejszej pracy rozpatrywano plon ziarna [dt/ha].

Metody statystyczne

Przeprowadzono analizę wariancji w układzie bloków niekompletnych dla pojedynczych doświadczeń w celu estymacji średnich genotypowych, poprawionych ze względu na zastosowany układ doświadczalny. Tak uzyskane estymatory średnich genotypowych poddano dwukierunkowej klasyfikacji krzyżowej genotypy × środowiska (miejscowości) z interakcją. Zastosowano model mieszany, w którym efektami losowymi

były efekt główny środowiska i efekt interakcji GE (genotypy \times środowiska), natomiast stałym był efekt genotypu. Do badania stabilności plonowania zastosowano 11 parametrycznych i 6 nieparametrycznych miar stabilności (tab. 1). Miary te wyznaczono według wzorów zaproponowanych w podanej w tabeli 1 literaturze. Nie podano wariancji stabilności Shukli, która dla potrzeb rangowania genotypów daje jednakowe wyniki jak miara ekowalencji Wricke'a (Piepho 1998). Badane genotypy rangowano według wartości wyznaczonych miar. Pomiedzy miarami zbadano istotność korelacji na podstawie współczynników korelacji Spearmana. W celu pogrupowania miar pod względem podobieństwa uzyskanych wyników wykonano hierarchiczną analizę skupień metodą Warda.

Tabela 1

Parametryczne i nieparametryczne miary stabilności
Parametric and non-parametric stability measures

Symbol Symbol	Oznaczenie na wykresie Label on the figure 1	Nazwa Name	Źródło Source
μ	m	Średnia genotypowa plonu — Genotypic mean of yield	
Miary parametryczne — Parametric measures			
b_i	b	Współczynnik regresji Eberhart'a i Russel'a oraz Finlay'a i Wilkinsona (Eberhart and Russel's regression coefficient)	Eberhart i Russell, 1966
S_{di}^2	S2di	Średni kwadrat odchyłeń od regresji (residual mean square of deviations from regression)	Eberhart i Russell, 1966
α	Alfa	Efekt środowiskowy alfa Tai'a (Tai's environmental alpha effect)	Tai, 1971
λ	Lambda	Odchylenie lambda Tai'a (Tai's lambda deviation from regression)	Tai, 1971
θ	Teta	Wariancja interakcji GE bez <i>i</i> -tego genotypu (Plaisted's teta variance component)	Plaisted, 1960
W_i	W	Ekowalencja Wricke'a (dla celów rangowania równoważna wariancji stabilności Shukli; Wricke's ecovalence)	Lin i in., 1986
S_i^2	S2i	Wariancja środowiskowa (Francis and Kanenberg's environmental variance)	Francis i Kanenberg, 1978
CV	CV	Współczynnik zmienności (Francis and Kanenberg's coefficient of variability)	Francis i Kanenberg, 1978
D^2	D2H	Miara genotypowej stabilności Hansona (Hanson's unadjusted genotypic stability)	Becker i Leon, 1988
P_i	Pi	Indeks nadrzędności genotypu (Superiority measure)	Lin & Binns, 1988
D_i	Di	Indeks atrakcyjności genotypu (Desirability index)	Hernandez i in., 1993
Miary nieparametryczne — Non-parametric measures			
$S_i^{(1)}$	Si(1)		
$S_i^{(2)}$	Si(2)	Rangowe parametry stabilności (Hühn's nonparametric rank-based stability measures)	Nassar i Hühn, 1987
$S_i^{(3)}$	Si(3)		
$S_i^{(6)}$	Si(6)		
TOP	TOP	Rangowa miara przewagi genotypu TOP (stratified rank superiority measure TOP)	Fox i in., 1990
YS	YS	Miara stabilności Kanga (Kang's yield stability)	Kang i Pham, 1991

Genotypy stabilnie i wysoko plonujące wskazano na podstawie 4 kryteriów: (i) sumy rang — genotyp stabilny powinien charakteryzować się jak najmniejszą wartością, (ii) liczby wystąpień genotypu na pierwszej pozycji — genotyp stabilny powinien występować

na tej pozycji jak najczęściej, (iii) liczby parametrów stabilności, których wartość dla danego genotypu była odpowiednio poniżej (jeśli niska wartość miary wskazuje genotyp stabilny) lub powyżej (jeśli wysoka wartość miary jest pożądana) średniej wartości miary — genotyp stabilny będzie charakteryzował się jak największą wartością, (iv) wielkości plonu — brano pod uwagę obiekty o większym niż średni plonie.

Analizy statystyczne wykonano przy użyciu pakietu SAS z wykorzystaniem procedur napisanych w języku SAS/IML (Interactive Matrix Language) oraz procedur graficznych (SAS Institute Inc. 2008a, 2008b).

WYNIKI I DYSKUSJA

Wśród genotypów populacyjnych najwyższym plonem (tab. 2), jednocześnie wyższym od średniego plonu dla wszystkich badanych genotypów populacyjnych i mieszańcowych, charakteryzował się ród CHD 62, który jednocześnie uzyskał jedną z najmniejszych sum rang oraz wartości 11 miar stabilności były na poziomie pożądanym, tj. takim, który wskazuje na większą niż średnia stabilność środowiskową wśród badanych genotypów.

Tabela 2

Średnie plonu poprzez środowiska oraz ranking genotypów według zastosowanych miar stabilności (genotypy populacyjne 1–12, mieszańcowe 13–30)
Genotypic mean yield across environments and genotypes' ranking according to used stability measures (open-pollinated genotypes 1–12, hybrid genotypes 13–30)

Genotyp Genotype	Średnia genotypowa plonu Genotypic mean yield	Suma rang Rank sum	Liczba wystąpień na pierwszej pozycji Number of occurrences on the first position	Liczba miar o wartościach pożądanych* (maks. 17) Number of measures of desirable values
1	2	3	4	5
1 Bosmo	237,2	413	0	5
2 D. Diament	217,0	296	1	9
3 CHD 17	237,7	144	5	8
4 CHD 28	229,1	364	0	7
5 CHD 43	245,8	267	0	11
6 CHD 62	250,2	160	1	11
7 CHD 101	234,9	324	0	10
8 HRSM 1	238,1	245	0	10
9 HRSM 4	232,6	189	1	9
10 HRSM 7	233,9	366	1	5
11 HRSM 8	239,2	274	0	7
12 HRSM 9	240,7	213	0	13
Średnia genotypów populacyjnych Population objects mean				
	236,4			
13 Balistic	282,4	221	1	6
14 Minello	291,5	363	2	9
15 CHD 516	262,2	114	1	13
16 CHD 548	267,0	173	2	13
17 CHD 617	252,9	271	0	14
18 CHD 621	254,8	141	0	12
19 CHD 627	241,8	238	0	9
20 NAD 472 06	233,2	291	0	10

	1	2	3	4	5
21	SMH 7183	238,0	172	4	14
22	SMH 7186	229,7	445	1	4
23	SMH 7191	245,6	205	1	14
24	SMH 7205	240,5	197	1	7
25	SMH 7213	233,5	392	0	3
26	SMH 7334	238,9	372	1	3
27	SMH 8121	259,5	145	1	11
28	SMH 8240	264,5	262	0	11
29	SMH 8311	252,5	266	2	10
30	SMH 8312	249,2	256	0	7
Średnia genotypów mieszańcowych					
Hybrid objects mean		252,1			
Średnia					
Mean		245,8	259,3	0,9	9,2

* Powyżej/poniżej średniej, jeśli duże/male wartości miary wskazują na stabilność; Above/below average if high/small values indicate stability

Ponadto ród ten dla jednej z rozważanych 17 miar wystąpił na pierwszej pozycji w rankingu genotypów. Podobny plon uzyskano dla rodu CHD 43, dla którego jednak suma rang była znacznie wyższa co oznacza, że zajmował dalsze pozycje w rankingu genotypów. Ze względu na wysoki średni plon poprzez środowiska można uznać, że rody te charakteryzują się stabilnością dynamiczną, zatem są obiecującymi rodami do uprawy intensywnej (Lin i in., 1986; Bujak i in., 2008). Najmniejszą sumą rang wśród genotypów populacyjnych, największą liczbą miejsc na 1 pozycji w rankingu i 8 miarami o wartościach pożądanym charakteryzował się ród CHD 17, którego jednak plon był na średnim poziomie rodów populacyjnych, zatem można uznać, że ten genotyp charakteryzuje się stabilnością statyczną i może być stosowany w uprawach ekstensywnych (Bujak i in., 2008).

Wśród genotypów mieszańcowych żyta ozimego obiektami o plonie najwyższym (tab. 2), charakteryzującymi się jednocześnie małymi sumami rang i dużą liczbą miar o wartościach pożądanym były mieszańce CHD 548, CHD 516, CHD 621 oraz SMH 8121. Najwyższy plon wśród badanych genotypów (poza wzorcami mieszańcowymi) uzyskano dla obiektu SMH 8240, który charakteryzował się dużą liczbą miar o wartościach pożądanym jednak sumą rang nieco ponad średnią co wskazuje na jego mniejszą stabilność niż wymienionych wcześniej mieszańców. Wskazane rody można uznać za stabilne w sensie dynamicznym. Średnia genotypowa poprzez środowiska μ była bardzo silnie skorelowana dodatnio z indeksem atrakcyjności genotypu D_i (tab. 3) i ujemnie z indeksem nadrzędności genotypu P_i . Nieco słabszą korelację stwierdzono pomiędzy średnim plonem genotypu a miarami TOP (dodatnia), YS i CV (ujemna). Zależności ujemne wynikają z faktu, że małe wartości miar P_i i YS CV wskazują na stabilność genotypu. Bardzo silną korelację ujemną wśród miar parametrycznych stwierdzono pomiędzy wariancją interakcji GE bez i -tego genotypu θ i z ekowalencją Wricke'a W_i , dlatego wartości bezwzględne współczynników korelacji tych miar z pozostałymi są takie same. Silną zależność ujemną stwierdzono także pomiędzy parami D_i i P_i , θ i D^2 , oraz θ i λ , natomiast dodatnią pomiędzy miarą genotypowej stabilności Hansona D^2 a odchyleniem λ , wariancją środowiskową S_i^2 i współczynnikiem zmienności CV. Współczynnik α był silnie skorelowany ze

współczynnikiem Eberharta i Russela b_i . Ujemna korelacja pomiędzy średnim plonem P_i wynika z tego, że małe wartości tej miary wskazują na stabilność genotypu. Wśród miar nieparametrycznych skorelowane były między sobą parametry wszystkie rozpatrywane parametry Hühna, z czego najsilniej $S_i^{(1)}$ z $S_i^{(2)}$ i $S_i^{(3)}$ z $S_i^{(6)}$. Podobne wyniki otrzymali Hühn (1990) oraz Sabaghnia (2006). Parametr $S_i^{(3)}$ był skorelowany dodatnio z miarą Hansona D^2 , a także z ekwalencją Wricke'a W_i i ujemnie z wariancją interakcji GE bez i -tego genotypu θ . Miara $S_i^{(1)}$, podobnie jak w pracy Hühna (1990), była skorelowana ujemnie ze średnim kwadratem odchylen od regresji S_{di}^2 . Mohammadi i in. (2008) uzyskali istotne korelacje dodatnie miar W_i^2 i S_{di}^2 ze wszystkimi parametrami Hühna, podobnie jak i Piepho i Lotito (1992), którzy, spośród miar Hühna badali $S_i^{(1)}$ i $S_i^{(2)}$.

Tabela 3

Współczynniki korelacji Spearmana pomiędzy parametrycznymi i nieparametrycznymi miarami stabilności

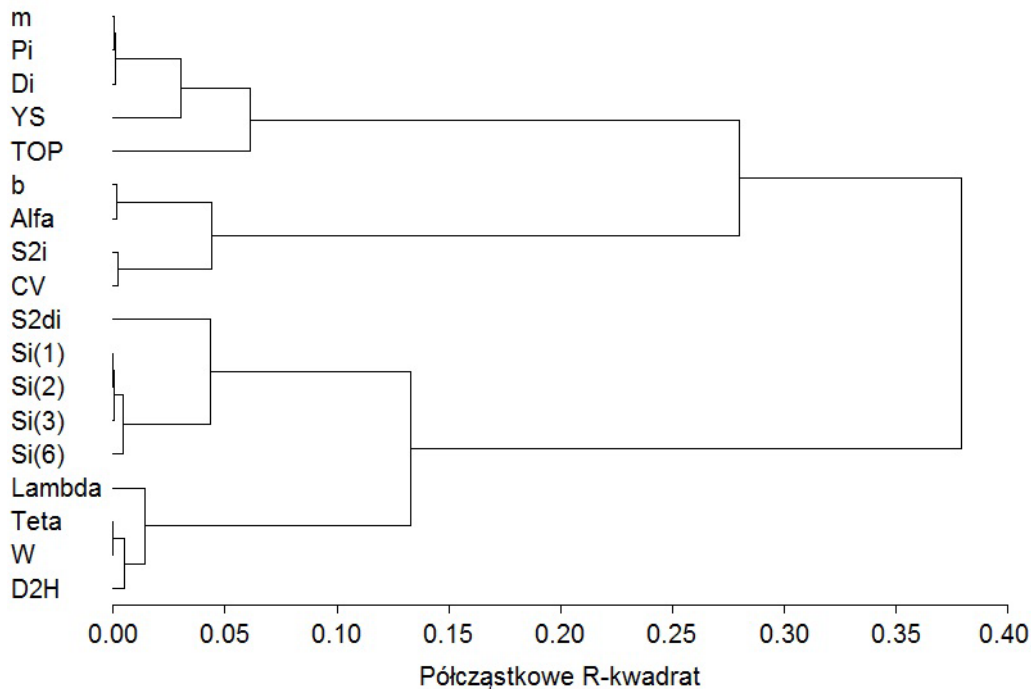
Spearman's coefficients of rank correlation between parametric and nonparametric stability measures

	μ	b_i	S_{di}^2	α	λ	θ	W_i	S_i^2	CV	D^2	P_i	D_i	$S_i^{(1)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(3)}$	$S_i^{(6)}$	TOP
b_i	0																
S_{di}^2	-0,06	0,37*															
α	-0,18	0,93**	0,3														
λ	0,09	-0,09	-0,45*	0,06													
θ	0,08	0,08	0,55**	-0,1	-0,84**												
W_i	-0,08	-0,08	-0,55**	0,1	0,84**	-1**											
S_i^2	-0,2	0,67**	-0,06	0,83**	0,53**	-0,59**	0,59**										
CV	-0,52**	0,59**	-0,01	0,79**	0,44*	-0,52**	0,52**	0,92**									
D^2	-0,16	0,27	-0,39*	0,46*	0,78**	-0,9**	0,9**	0,84**	0,78**								
P_i	-0,97**	0,03	-0,03	0,23	0,06	-0,21	0,21	0,33	0,63**	0,29							
D_i	0,97**	0,19	-0,01	0,01	0,07	0,07	-0,07	-0,05	-0,38*	-0,08	-0,93**						
$S_i^{(1)}$	0,09	0	-0,71**	0,1	0,53**	-0,66**	0,66**	0,42*	0,3	0,64**	-0,01	0,12					
$S_i^{(2)}$	0,09	0	-0,7**	0,1	0,53**	-0,66**	0,66**	0,42*	0,3	0,64**	-0,01	0,12	1**				
$S_i^{(3)}$	0,01	0,05	-0,69**	0,18	0,55**	-0,72**	0,72**	0,51**	0,41*	0,73**	0,08	0,05	0,97**	0,97**			
$S_i^{(6)}$	0,02	0,07	-0,61**	0,24	0,5**	-0,69**	0,69**	0,57**	0,44*	0,73**	0,06	0,06	0,89**	0,89**	0,94**		
TOP	0,7**	-0,19	-0,31	-0,25	0,41*	-0,34	0,34	-0,02	-0,3	0,2	-0,65**	0,66**	0,38*	0,38*	0,33	0,39*	
YS	-0,72**	-0,08	-0,31	0,15	0,49**	-0,72**	0,72**	0,49**	0,66**	0,69**	0,78**	-0,69**	0,37*	0,39*	0,47**	0,44*	-0,24

*, ** Istotność na poziomie odpowiednio $p=0,05$ i $p=0,01$; *, ** Significant at $p = 0.05$ and $p = 0.01$, respectively

Na podstawie hierarchicznej analizy skupień metodą Warda (rys. 1) podzielono miary stabilności na 3 grupy. Grupę 1 stanowi miary P_i , D_i , YS i TOP oraz średnia genotypową plonu μ . Ze względu na silne powiązanie ze średnią genotypową parametry z grupy 1 wskazują na stabilność w ujęciu dynamicznym, zatem mogą być stosowane do wyznaczania genotypów przeznaczonych do uprawy intensywnej. Podobne wyniki uzyskali Mohammadi i in. (2008) dla miar P_i i TOP, którzy w swojej pracy nie badali indeksu atrakcyjności genotypu D_i . Nie rekomendowali natomiast miary Kanga jako miary stabilności dynamicznej, podobnie jak Mut i in. (2010). W skład grupy 2 wchodzi współczynnik regresji Eberharta i Russela b_i , współczynnik α oraz wariancja środowiskowa S_i^2 i współczynnik zmienności CV . Miary te, ze względu na brak ich skorelowania ze średnią genotypową plonu, ale położenie na dendrogramie wskazujące na bliskie podobieństwo z grupą 1 (rys. 1), mogą służyć do wyznaczania genotypów o przeciętnym plonie i wysokiej stabilności. Grupę 3, najliczniejszą, tworzą cztery

nieparametryczne miary Hühna $S_i^{(1)}$, $S_i^{(2)}$, $S_i^{(3)}$ i $S_i^{(6)}$, średni kwadrat odchyleń od regresji Eberharta i Russela S_{di}^2 , odchylenie λ , parametr θ , ekwalencja Wricke'a W_i i miara Hansona D^2 . Grupa 3 to parametry wskazujące na stabilność statyczną, pozwalająca na wskazanie genotypów o przeciętnym plonie i średniej stabilności z powodzeniem stosowanych w uprawie ekstensywnej.



Rys. 1. Dendrogram podobieństwa parametrycznych i nieparametrycznych miar stabilności (oznaczenia miar podano w tab. 1)

Fig. 1. Dendrogram of similarities between parametric and nonparametric stability measures (measures' labels are shown in Table 1)

Autorzy prac, w których badano, na tym samym zbiorze danych, podobieństwo miar stabilności, zarówno parametrycznych jak i nieparametrycznych, wskazują na potrzebę stosowania jednocześnie kilku miar przy wyborze obiektów stabilnie plonujących (Becker i Leon, 1988; Piepho i Lotito, 1992; Mohammadi i in., 2008). Wyniki analiz przeprowadzonych w niniejszej pracy potwierdzają sensowność, a nawet konieczność takiego podejścia. Ze względu na duże zróżnicowanie wyników uzyskiwanych na podstawie prezentowanych miar do badania stabilności nowych form żyta ozimego w doświadczeniach wstępnych proponujemy zastosowanie co najmniej jednej miary z każdej wyznaczonej grupy. Parametryczne i nieparametryczne miary stabilności z tej samej grupy mogą być stosowane zamiennie.

WNIOSKI

1. Wśród badanych genotypów populacyjnych żyta ozimego stabilnymi i wysoko plonującymi rodami były CHD 62 i CHD 43. Rody te mogą być stosowane w uprawie intensywnej. Ród CHD 17 był stabilny w sensie statycznym, może znaleźć zastosowanie w uprawie ekstensywnej.
2. Wśród genotypów mieszańcowych wysoko plonującymi i wysoko stabilnymi wskazanymi do uprawy intensywnej były CHD 548, CHD 516, CHD 621, SMH 8121 i SMH 8240.
3. Na podstawie analizy skupień podzielono miary stabilności na 3 grupy: grupa 1 — miary wskazujące na stabilność dynamiczną: P_i , D_i , YS i TOP silnie skorelowane ze średnią genotypową; grupa 2 — miary służące do wyznaczania genotypów o przeciętnym plonie ale wysokiej stabilności: b_i , αS_i^2 i CV ; grupa 3 — miary stabilności w sensie statycznym wskazujące genotypy do uprawy ekstensywnej: $S_i^{(1)}$, $S_i^{(2)}$, $S_i^{(3)}$ i $S_i^{(6)}$, S_{di}^2 , λ , θ , W_i i D^2 . Miary z tej samej grupy mogą być stosowane zamiennie.

LITERATURA

- Becker H. B., Leon J. 1988. Stability analysis in plant breeding. *Plant Breed.* 101: — 23.
- Bhargava A., Shukla S., Ohri D. 2008. Genotype environment interaction studies in *Chenopodium album* L.: an underutilized crop with promising potential. *Communications in Biometry and Crop Sci.* 3 (1): 3 — 15.
- Bujak H., Jedyński S., Kaczmarek J. 2008. Ocena stabilności plonowania odmian żyta ozimego na podstawie parametrycznych i nieparametrycznych metod. *Biul. IHAR* 250: 189 — 201.
- Eberhart S. A., Russell W. A. 1966. Stability parameters for comparing varieties. *Crop Sci.* 6: 36 — 40.
- Fox P. N., Skovmand B., Thompson B. K., Braun H. J., Cormier R. 1990. Yield and adaptation of hexaploid spring triticale. *Euphytica* 47: 57 — 64.
- Francis T. R., Kannenberg L.W. 1978. Yield stability studies in short-season maize I. A descriptive method for grouping genotypes. *Can. J. Plant Sci.* 58: 1029 — 1034.
- Gauch H. G. 2006. Statistical analysis of yield trials by AMMI and GGE. *Crop Sci.* 46: 1488–1500.
- Hühn M. 1990. Non-parametric measures of phenotypic stability: part 1. Theory. *Euphytica* 47: 189 — 194.
- Hernandez C. M., Crossa J., Castillo A. 1993. The area under the function: an index for selecting desirable genotypes. *Theor. Appl. Genet.* 87: 409 — 415.
- Kang M. S., Pham H. N. 1991. Simultaneous selection for high yielding and stable crop genotypes. *Agron. J.* 83: 161 — 165.
- 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.
- Lin, C. S., Binns M.R., Lefkovitch L. P. 1986. Stability analysis: Where do we stand? *Crop Sci.* 26: 894 — 900.
- Mohammadi R., Amri A. 2008. Comparison of parametric and non-parametric methods for selecting stable and adapted durum wheat genotypes in variable environments. *Euphytica* 159: 419 — 432.
- Mut Z., Güllümser A., Sirat A. 2010. Comparison of stability statistics for yield in barley (*Hordeum vulgare* L.). *African Journal of Biotechnology* 9 (11): 1610 — 1618.
- Nassar, R. Hühn M. 1987. Studies on estimation of phenotypic stability: Tests of significance for nonparametric measures of phenotypic stability. *Biometrics* 43: 45 — 53.
- Plaisted R. L. 1960. A shorter method for evaluating the ability of selections to yield consistently over locations. *Am. Potato J.* 37: 166 — 172.
- Piepho H. P. 1998. Methods for comparing the yield stability of cropping systems: A review. *J. Agron. Crop Sci.* 180: 193 — 213.

- Piepho H. P., Lotito S. 1992. Rank correlation among parametric and nonparametric measures of phenotypic stability. *Euphytica* 64: 221 — 225.
- Sabaghnia N., Dehghani H., Sbaghpour H. 2006. Nonparametric methods for interpreting genotype \times environment interaction of lentil genotypes. *Crop Sci.* 46: 1100 — 1106.
- SAS Institute Inc. 2008 a. SAS/IML[®] 9.2 User's Guide. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- SAS Institute Inc. 2008 b. SAS/STAT[®] 9.2 User's Guide. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Śmiałowski T., Węgrzyn S. 2001. Przydatność punktów doświadczalnych do oceny materiałów hodowlanych żyta ozimego. *Biul. IHAR* 218/219: 409 — 417.
- Tai G. C. C. 1971. Genotypic stability analysis and its application to potato regional trials. *Crop Sci.* 11: 184 — 190.
- Wricke G. 1962. Bei eine Methode zur Erfassung der ökologischen Streubreite in Feldversuchen. *Z. Pflanzenzüchtg.* 47: 92 — 96.
- Zobel R. W., Wright M. J., Gauch H. G. Jr. 1988. Statistical analysis of a yield trial. *Agron. J.* 80: 388 — 393.