

HENRYK BUJAK
STANISŁAW JEDYŃSKI
JAN KACZMAREK

Uniwersytet Przyrodniczy we Wrocławiu
Katedra Genetyki, Hodowli Roślin i Nasiennictwa

Zastosowanie metody rang grup jednorodnych i współczynnika zmienności do badania stabilności plonowania odmian żyta

Application of the method of homogeneous group ranks and coefficients of variability to evaluation of yield stability of rye cultivars

Na wynikach doświadczeń poriejstrowych z lat 2005–2007 wykonano ocenę stabilności plonowania odmian żyta wykorzystując metodę rang grup jednorodnych i współczynników zmienności ($R_D + V$). Metoda w założeniu oparta jest na kolejności plonowania (rangach) odmian w poszczególnych środowiskach. W pojedynczych doświadczeniach przy większej liczbie odmian, tworzy się wiele grup jednorodnych, wewnątrz których różnice w plonach są nieistotne. W pracy grupom jednorodnym nadano kolejne rangi. Odmiany należące do grupy jednorodnej otrzymały tę samą rangę. Po zsumowaniu rang odmian ze wszystkich doświadczeń wyliczono średnią, która jest rangą ogólną odmiany. Współczynnik zmienności obliczono na podstawie średnich plonów wszystkich doświadczeń. Odmiany charakteryzujące się najniższą rangą R_D i niską wartością współczynnika zmienności (V) mają wysoką pożądaną stabilność rolniczą, czyli są wysokoplenne i dobrze reagują na korzystne warunki środowiska.

Słowa kluczowe: grupy jednorodne, plon, stabilność, współczynnik zmienności

A new method was proposed for evaluating stability of rye cultivars tested in 15 post-registration trials conducted in the years 2005–2007. The method is based upon ranks of cultivars in particular environments and coefficients of variability calculated across the environments. For multiple comparisons the Duncan's test was used and each cultivar was given appropriate rank. Cultivars in a homogeneous group were assigned the same rank. Because cultivars ranked differently in the 15 experiments, a mean rank R_D was calculated for each cultivar. The cultivars with low R_D value and low coefficient of variability were considered stable. The new method was compared with two Hühn's measures (S^1 , S^2), Kang's parameter (RS) and stratified ranking technique of Fox.

Key words: coefficient of variability, homogeneous groups, yield stability

WSTĘP

Celem Porejestrowego Doświadczalnictwa Odmianowego (PDO) jest uzyskanie charakterystyki odmian pod względem plonowania w bardziej lub mniej sprzyjających środowiskach. Wyniki pochodzące z kilku lat i miejscowości pozwalają na tworzenie list odmian rekomendowanych do uprawy w województwie. Jednak potrzebna jest dalsza informacja o przydatności poszczególnych odmian do makro i mikrorejonizacji. W przypadku doświadczeń PDO najważniejsza jest ocena interakcji genotypowo-środowiskowej ($G \times E$), zwłaszcza z punktu widzenia rolniczej stabilności plonowania odmian i ich adaptacyjności. Wyniki analizy interakcji genotypowo-środowiskowej mogą być pomocne w mikrorejonizacji, czyli wskazaniu podrejonów, w których należałoby zalecać określone odmiany do uprawy. Wpływ odmian i środowisk na efekty interakcji $G \times E$ jest statystycznie nieaddytywny, co oznacza, że różnice w średnich plonach odmian będą zależały od środowiska (Yue i in., 1997). W konsekwencji oznacza to, że wybór odmian na podstawie średniego plonu w danym środowisku będzie mniej skuteczny (Hopkins, 1995). Można rozważyć dwie strategie wyodrębniania odmian o możliwie niskiej interakcji $G \times E$. W pierwszej dokonuje się podziału heterogenicznego rejonu województwa na podrejon i w nich realizuje się program doświadczeń. W następstwie tego interakcja odmiana \times miejscowości \times lata może jednak pozostać jeszcze na wysokim poziomie, a dodatkowo taka strategia działania jest zbyt kosztowna. Lepiej jest realizować drugi sposób, polegający na obniżeniu interakcji $G \times E$ poprzez wybór odmian z wyższą stabilnością w szerokim zakresie środowisk.

Dotychczas zaproponowano wiele metod do oszacowania i podziału interakcji $G \times E$. Caliński i wsp. (2003) opracowali dla doświadczeń PDO program SERGEN 4, który pozwala na szczegółową analizę struktury interakcji $G \times E$ i charakterystykę odmian pod względem stabilności plonowania i przydatności do określonych środowisk.

Oprócz analizy wielowymiarowej składowych głównych (np. program SERGEN) do identyfikowania stabilnych odmian wykorzystuje się metody jednowymiarowe. Wśród nich często stosowana jest metoda zaproponowana przez Eberharta i Russella (1966). Wariancja odchylenia od regresji S^2_{di} jest traktowana jako miernik stabilności odmiany, a liniowy współczynnik regresji b_i wskazuje na adaptacyjność odmiany do określonych środowisk.

Shukla (1972) zaproponował wykorzystanie nieobciążonego oszacowania wariancji (σ_i^2) do oceny stabilności odmiany. Istotność wariancji wskazuje na niestabilność plonowania odmiany.

Wricke (1962) opracował metodę ekowalencji, za pomocą której mierzy się wkład każdego genotypu do sumy kwadratów dla interakcji. Niska wartość tego parametru oznacza dużą stabilność odmiany.

Hanson (1970) zaproponował metodę oceny stabilności genotypowej dla małej liczby odmian i środowisk wyznaczając parametr (D_i). W tej metodzie stabilność odmiany określa się jako odchylenie plonu oczekiwanego (E_{ij}) od plonu stabilnego (S_{ij}).

Wiarygodność wyników uzyskiwanych za pomocą metod parametrycznych jest uzależniona od spełnienia pewnych założeń statystycznych, takich jak np. rozkład

normalny błąd i efektów interakcji. Przy stosowaniu metod nieparametrycznych nie wymaga się spełnienia tych warunków. Dodanie lub wyłączenie kilku odmian z analizy nie wpływa w większym stopniu na zmianę wyników. Opracowano wiele statystycznych metod nieparametrycznych do testowania interakcji jakościowej, które początkowo stosowane były przede wszystkim w medycynie (Brederkamp, 1974; De Kroon i van der Laan, 1981; Hildebrand 1980; Kubinger, 1986). Metody nieparametryczne nie sprawiają trudności obliczeniowych, a uzyskane za ich pomocą wyniki są łatwe do interpretacji.

Spośród metod nieparametrycznych w badaniach nad stabilnością odmian stosowane są wskaźniki Hühna (1990 a, b), parametr Kanga (1988), który jest sumą rang odmian ustalonych według wielkości plonu i wariancji Shukli (1972) oraz metodę Foxa i wsp. (1990), która polega na uszeregowaniu odmian według wysokości plonów i nadaniu im kolejnych rang. Genotypy z nadanymi wcześniej rangami dzieli się na trzy równe frakcje, górną — wysoko plonującą, środkową — średnio plonującą i dolną — nisko plonującą. Odmiany, które występują w najwyższym procencie środowisk w pierwszej górnej frakcji uznaje się za najbardziej stabilne i pożądane. Wszystkie cytowane metody mają wspólną wadę, ponieważ nie uwzględniają wielkości różnic w plonowaniu odmian, a uzyskane miary stabilności są słabo skorelowane z plonem. W takiej sytuacji każdy wyliczony miernik stabilności należy rozpatrywać łącznie z plonem i dopiero wtedy wyciągać wnioski.

Celem pracy było porównanie nowej metody rang grup jednorodnych i współczynnika zmienności z czterema nieparametrycznymi metodami badania rolniczej stabilności odmian Hühna S_1^1 , S_1^2 , Kanga i Foxa do badania stabilności plonowania odmian.

MATERIAŁ I METODY BADAŃ

Materiałem badawczym było 12 odmian żyta ozimego z doświadczeń PDO z pięciu miejscowości i trzech lat (2005–2007).

Po wykonaniu analizy wariancji pojedynczych doświadczeń w miejscowościach i latach należy sprawdzić hipotezę zerową o jednorodności obiektów, czyli równości średnich obiektowych. Hipotezę weryfikuje się, korzystając z testu istotności F .

Iloraz $F = \frac{S_o^2}{S_e^2}$ ma rozkład Snedecora z $v_1 = k-1$, $v_2 = (k-1)(r-1)$ stopni swobody. W przypadku istotności, jedną z metod łączenia odmian w grupy jednorodne jest test Duncana, gdzie SD oznacza błąd standardowy różnicy wyliczany ze wzoru:

$$S_D = \sqrt{\frac{2S_e^2}{r}}$$

gdzie :

S_o^2 — średni kwadrat dla obiektów z analizy wariancji,

S_e^2 — średni kwadrat dla błędu z analizy wariancji,

k — liczba obiektów,

r — liczba powtórzeń.

Dla grupy odmian liczącej p średnich obiektowych wyznacza się różnicę graniczną:

$$D_p = t_p S_D$$

gdzie: t_p — wartość wielokrotnego testu Duncana dla liczby średnich równej p oraz liczby stopni swobody dla S_e^2 .

Jeżeli różnica między średnimi przewyższa wartość graniczną $t_p S_D$, wtedy rozpatrywaną grupę p odmian nie uznajemy jako jednorodną. Odmiany poniżej wartości granicznej $t_p S_D$, tworzą grupę jednorodną.

W pracy przyjęto, że różnice w plonowaniu odmian należących do tej samej grupy jednorodnej są równe zero, a tym samym otrzymują tę samą rangę. Przy większej liczbie odmian zazwyczaj powstaje kilka grup zachodzących na siebie. Niektóre odmiany mogą występować w dwóch lub większej liczbie grup. Rangi przypisywane są w kolejności rosnącej począwszy od odmian zaliczonych do najwyższej plonującej grupy jednorodnej.

Każda grupa jednorodna otrzymuje kolejną rangę $R_{D1...k}$, gdzie: k — liczba rang. Odmiana należąca równocześnie do dwóch lub większej liczby rang otrzymuje średnią rangę:

$$R_{D_i} = \frac{\sum_{i=1}^k R_{D_i}}{k}$$

gdzie k — liczba rang reprezentowanych przez i -tą odmianę. Po zsumowaniu wszystkich rang dla odmian z poszczególnych lat i miejscowości wylicza się średnią wartość rangi dla każdej odmiany R_D :

$$R_D = \frac{\sum_{j=1}^n R_{D_i}}{n}$$

gdzie: n — liczba doświadczeń w latach i miejscowościach. Średnie plony z poszczególnych doświadczeń służą do obliczenia współczynnika zmienności (V). Po uszeregowaniu współczynników zmienności V według wysokości, nadaje się im kolejne rangi. Suma rang R_D i V jest miernikiem stabilności rolniczej odmiany. Im wyższa jego wartość tym stabilność odmiany jest mniejsza. Między plonem a miernikami stabilności obliczono współczynniki korelacji Persona i Spearmana.

WYNIKI BADAŃ

Do porównania różnych metod nieparametrycznych wykorzystano wyniki 15 doświadczeń porejestrowych z odmianami żyta z lat 2005–2007. W tabeli 1 przedstawiono plon odmian, średnią rangę R_D i procentowy udział środowisk, w których poszczególne odmiany znajdowały się w kolejnych rangach, Utworzone grupy jednorodne testem Duncana zostały przemianowane na rangi. W każdym z 15 doświadczeń, odmianom nadano rangę według ich przynależności do określonej grupy jednorodnej. Miernik R_D jest średnią rangą z wszystkich środowisk. Niższe wartości tego miernika świadczą o wyższym plonie odmiany. Ponieważ miernik R_D powiązany jest z przedziałem ufności, dlatego występuje liniowa zależność między R_D a plonem. Współczynnik korelacji Pearsona

wynosił 0,97. Różnica między dwiema wartościami R_D o 1 dla odmian, świadczy o dużym prawdopodobieństwie istotnych różnic w plonie.

Tabela 1

Średnie plony, wartości R_D oraz procent środowisk, w których znajdowały się odmiany i frakcje według metody Foxa
Mean yields, R_D values, percentages environments for each cultivar and Fox fractions

Odmiana Cultivar	Plon Yield (dt/ha)	Ranga Rank R_D	Procent środowisk, w których wystąpiła odmiana					Fox % środowisk % of environments			
			% of environments for each cultivar					pozostałe rest	frakcja — fraction		
			1	2	3	4	górna top		środkowa middle	dolna low	
Fernando F ₁	77,8	1,1	100					100			
Picasso F ₁	74,7	1,6	53	33	7		7	100			
Stach F ₁	69,1	3,2		40	27	27	6	100			
Klawo F ₁	70,0	2,7	20	33	27	20		80	20		
Konto F ₁	71,3	2,4	20	60	7	7	6	20	80		
Bosmo	66,1	3,9		27	20	33	20		80	20	
Caroass (Synt)	66,1	4,1		13	27	46	14		80	20	
Agrikolo	65,9	4,1		7	27	46	20		60	40	
Amilo	64,2	4,4			40	14	46		40	60	
Motto	63,2	4,8			20	10	70			100	
Rostockie	64,5	4,3	7	7	20	20	46		40	60	
Słowińskie	64,2	4,4		7	27	20	46			100	
Współczynnik korelacji Pearsona z plonem			-0,97								
Pearson's correlation with yield											

W celu określenia rolniczej stabilności plonowania, ustalono rangi jakie zajmowała każda odmiana we wszystkich środowiskach. W tabeli 1 przedstawiono procentowy udział środowisk, w których odmiany zajmowały kolejne rangi. Na podstawie tego zestawienia widać, że odmiana Fernando w 100% środowisk plonowała najwyżej i można ją uznać za stabilną rolniczo i uniwersalną, czyli godną polecenia w różnych środowiskach. Pozostałe odmiany w różnym procencie środowisk plonowały najwyżej. Cechą charakterystyczną grup jednorodnych jest ich zachodzenie na siebie, czyli często pierwsza grupa jednorodna swoim zasięgiem obejmuje część drugiej, a nawet dalszych grup. Można więc przyjąć założenie, że odmiany należące do trzech pierwszych rang są stabilne i wysokopienne. Takie podejście do analizy rolniczej stabilności jest najbardziej zbliżone do metody Foxa i wsp. (1990), według której wszystkie badane odmiany dzieli się na trzy równe frakcje, a następnie określa % środowisk, w których poszczególne odmiany znajdują się w I górnej najwyżej plonującej frakcji. Za pożądane uznaje się te odmiany, które w największym % należą do I frakcji. Zarówno metoda Foxa i Rang Grup Jednorodnych na ogół dają zbliżone oceny pod względem rolniczej stabilności plonowania odmian. Słabością metody Foxa i wsp. (1990) jest to, że nie uwzględnia ona wielkości i istotności różnic w plonowaniu odmian. Sam miernik R_D jest nie wystarczający do pełnej oceny stabilności plonowania. Dla lepszej oceny odmiany, należy wartości miernika R_D rozpatrywać łącznie ze współczynnikiem zmienności „V”. W tabeli 2 przedstawiono wskaźnik R_{D+V} oraz mierniki S_1^1 , S_1^2 Hühna oraz parametr Kanga.

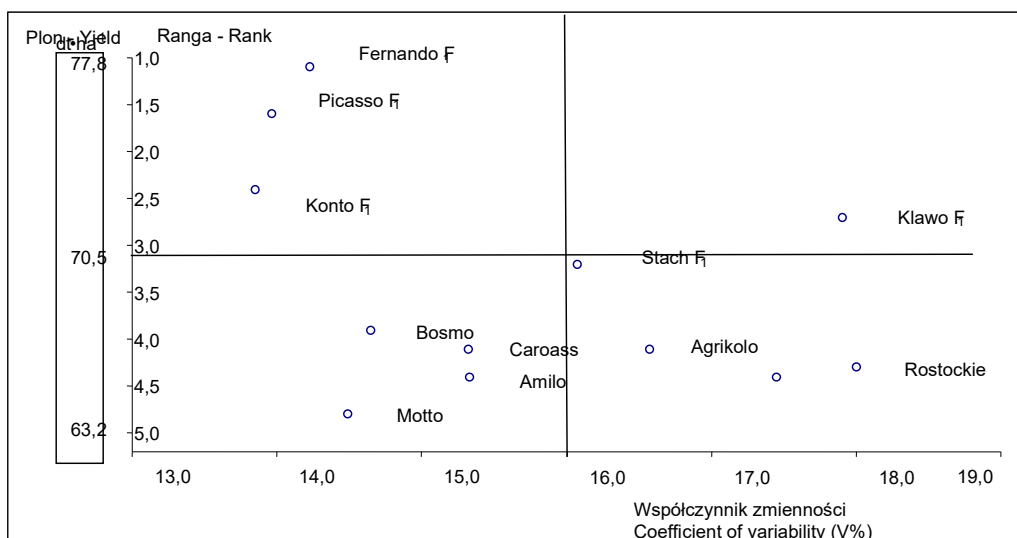
Nieparametryczne miary oceny stabilności plonowania odmian żyta
Non-parametric measures of yield stability

Odmiana Cultivar	Plon — Yield (dt/ha)	R_{D+V}	Hühn		Kang
			S_i^1	S_i^2	
Fernando F ₁	77,8	4,1	4,86	17,92	13
Picasso F ₁	74,7	3,6	3,37	8,54	13
Konto F ₁	71,3	3,4	4,44	14,14	11
Klawo F ₁	70,0	3,7	4,69	15,97	14
Stach F ₁	69,1	11,2	4,93	17,7	16
Bosmo	66,1	8,9	3,49	9,17	11
Caroass (Synt)	66,1	10,6	4,19	12,84	13
Agricolo	65,9	12,9	4,1	12,03	11
Rostockie	64,5	16,3	3,16	8,21	16
Słowiańskie	64,2	14,4	4,13	12,5	14
Amilo	64,2	10,9	4,32	13,46	20
Motto	63,2	8,8	3,5	9,27	14
Współczynnik korelacji Pearsona z plonem Pearson's correlation with yield		-0,71	0,40	0,46	-0,51
Współczynnik korelacji Spearmana Spearman's correlation with yield		0,87	0,42	0,42	0,41
Wartości krytyczne; Critical values: Pearsona — $r_{0,05} = 0,57$			Spearmana — $r_s = 0,56$		

Na podstawie wskaźnika R_{D+V} kolejność odmian: była następująca: Konto, Picasso, Fernando, Motto, Bosmo, Caroass, Amilo, Stach, Agricolo, Klawo, Słowiańskie, Rostockie i różni się od uszeregowania odmian na podstawie samych wartości R_D . Metoda oparta na wskaźniku R_{D+V} zbliżona jest do metody Kanga, która opiera się na sumie rang plonu i wariancji Shukli (Kang, 1988). Miernik Kanga wskazuje już na nieco inne odmiany, bowiem oprócz mieszańców Konto, Fernando i Picasso do odmian stabilnych zalicza również odmiany populacyjne Bosmo i Agricolo. Współczynnik korelacji Spearmana między miernikami Kanga a plonem był nieistotny i wynosił $r_s = 0,41$. Współczynnik korelacji między wskaźnikiem R_{D+V} był wysoki i wynosił $r_s = 0,87$. Wynik ten świadczy o przydatności wskaźnika R_{D+V} do oceny rolniczej stabilności odmian. Znacznie wyższe współczynniki korelacji między wartościami miernika Kanga a plonem uzyskali Sabaghania i wsp. (2006) u soczewicy $r = 0,84$.

Mierniki S_i^1 , S_i^2 Hühna były również słabo skorelowane z plonem $r_s = 0,42$ i oceniają głównie stabilność biologiczną. Ponieważ są ze sobą wysoko skorelowane można je stosować zamiennie.

Ocenę stabilności można również przedstawić graficznie na wykresie w układzie współrzędnych (rys. 1). Z rysunku 1 wynika, że odmiany w pierwszej górnej lewej ćwiartce charakteryzują się wysokim plonowaniem i niskim współczynnikiem zmienności. Są to wyłącznie odmiany mieszańcowe, natomiast odmiany populacyjne plonowały niżej i można je podzielić na dwie grupy pod względem współczynnika zmienności. Taka koncepcja badania stabilności zbliżona jest do metody Francisa i Kannenberga (1978), w której stabilność plonowania odmian ocenia się na podstawie średnich plonów i współczynnika zmienności.



Rys. 1. Stabilność plonowania odmian żyta ozimego na podstawie zmienności i rangi
Fig. 1. Yield stability of rye cultivars based on ranks and coefficient of variability

PODSUMOWANIE I WNIOSKI

1. Metoda rang grup jednorodnych i współczynników zmienności stanowi dodatkowy miernik do oceny rolniczej stabilności plonowania i podziału odmian na uniwersalne i przystosowane do lokalnych warunków środowiska.
2. Nowa metoda rang grup jednorodnych może być wykorzystana do wykrywania interakcji jakościowej.
3. Ze względu na łatwość obliczeń i interpretacji, metodę rang grup jednorodnych można polecać zespołom PDO podejmującym decyzje o rekomendacji odmian do uprawy w określonych mikroregionach.
4. Metoda rang grup jednorodnych daje podobne wyniki oceny stabilności odmian, jak metoda Foxa, jednak dostarcza dokładniejszych informacji o rolniczej stabilności plonowania odmian.

LITERATURA

- Brederkamp J. 1974. Nonparametric Prüfung von Wechselwirkung. Psychol. Beitr. 16: 398 — 416.
- Caliński T., Czajka S., Kaczmarek Z., Krajewski P. 2003. Podręcznik użytkownika programu SERGEN 4. IGR PAN Poznań.
- De Kroon J., van der Laan P. 1981. Distribution-free test procedures in two-way layout: a concept of rank-interaction. Stat Neeri 35: 189 — 213.
- Eberhart S. A., Russell W. A. 1966. Stability parameters for comparing varieties. Crop. Sci. 6: 36 — 40.
- Fox P. N., Skovmand B., Thompson B., 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.
- Hanson W. D. 1970. Genotypic stability. *Theor. Appl. Gen.* 40: 226 — 231.
- Hildebrand H. 1980. Asymptotische verteilungsfreie Rangtests in linearen Modellen. *Med. Inform. Stack.* 17: 344 — 349.
- Hopkins A. A., Vogel K. P., Moore K. J., Johnson K. D., Carlson L. T. 1995. Genotype effects and genotype by environment interactions for trait of elite switch grass populations. *Crop. Sci.* 35: 125 — 132.
- Hühn M. 1990 a. Non parametric measures of phenotypic stability. Part. 1 Theory. *Euphytica* 47: 189 — 194.
- Hühn M. 1990 b. Non parametric measures of phenotypic stability. Part. 2 Application. *Euphytica* 47: 195 — 201.
- Kang M. S. 1988. A rank sum method for selecting high yielding and stable crop genotypes. *Cereal Res. Commun.* 16: 113 — 115.
- Kubinger K. D. 1986. A note on non-parametric tests for the interaction on two-way layouts. *Biometrics J.* 28: 67 — 72.
- Sabaghnia N., Dehghani H. Sabaghpour S. H. 2006. Nonparametric methods for interpreting genotype x environment interaction of lentil genotypes. *Crop Sci.* 46: 1100 – 1106.
- Scapim C. A. Oliveira V. R., Braccinil A. L., Cruz C. D., Andrade C. A. B., Vidigal M. C. G. 2000. Yield stability in maize (*Zea mays* L.) and correlations among the parameters of the Eberhart and Russell, Lin and Binns and Hühn models. *Genet. Mol. Biol.* 23: 387 — 393.
- Shukla G., K. 1972. Some aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. *Heredity* 29: 237 — 245.
- Thennarasu K. 1995. On certain non-parametric procedures for studying genotype-environment interactions and yield stability. Ph.D. thesis. P. J. School, IARI, New Delhi, India.
- Wricke G. 1962. Über eine Methode zur Erfassung der ökologischen Streubreite in Feldversuchen. *Zeit. Pflanzenzüchtung* 47: 92 — 96.
- Yue G. J., Roozeboom K. L., Schapaugh Jr., W. T., Liang G. H. 1997. Evaluation of soybean cultivars using parametric and nonparametric stability estimates. *Plant Breed.* 116: 272 — 275.