

BOGNA ZAWIEJA¹
ANDRZEJ BICHOŃSKI²

¹ Katedra Metod Matematycznych i Statystycznych, Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu

² Małopolska Hodowla Roślin — Spółka z o.o., Kraków

Selekcja rodów hodowlanych jęczmienia jarego na podstawie analizy statystycznej trzyletniej serii doświadczeń

The selection of breeding lines of spring barley on the basis of statistical analysis of three year trial series

W pracy przedstawiono wyniki analizy trzyletniego cyklu doświadczeń hodowlanych z rodami jęczmienia jarego. Były to: doświadczenie jednopowtórzeniowe, przedwstępne i wstępne wykonane odpowiednio w 2008, 2009 i 2010 roku przeprowadzone w stacji Hodowli Roślin w Polanowicach (Małopolska Hodowla Roślin). Przedstawiona w pracy koncepcja opracowania wyników serii doświadczeń z nowymi rodami oparta jest na szerokim wykorzystaniu metod statystycznych. Takie podejście umożliwia całościowe spojrzenie na wyniki doświadczeń przeprowadzonych dla rodów jęczmienia jarego z jednej stacji hodowli jak również rodów pochodzących z różnych stacji doświadczalnych. Przeprowadzona analiza wykazała małe zróżnicowanie pomiędzy plonami rodów badanych w doświadczeniu jednopowtórzeniowym. Uwypuklenie zróżnicowania pomiędzy rodami można uzyskać poprzez zastosowanie bardziej zaawansowanych metod statystycznych takich jak analiza wariancji doświadczeń ze wzorcami, analiza wariancji układów hierarchicznych (z powtórzeniami), analiza doświadczeń wieloletnich. Trzyletnia syntetyczna ocena genotypów pochodzących z hodowli Polanowice wykazała występowanie interakcji genotyp \times lata objawiającą się niestabilnością w plonowaniu. Oddzielne analizowanie każdego roku badań może spowodować utratę cennych genotypów.

Słowa kluczowe: analiza wariancji, doświadczenia hodowlane, jęczmień jary, układy doświadczalne ze wzorcami, doświadczenia kilkuletnie

In this paper the results of the analysis of three year breeding trial cycle with lines of spring barley is presented. Single replication, pre-preliminary and preliminary trials were conducted in the 2008, 2009 and 2010 respectively. The analyzed trials were conducted at the plant breeding station in Polanowice (Małopolska Hodowla Roślin). The presented conception of description of the results of the trial series with breeding lines and controls is based on an extensive use of the statistical methods. This approach enables a holistic view on the results of the conducted trials for the spring barley lines both from given breeding station and from different experimental stations. The analysis made it

possible to show a small variation between the yields of breeding lines in a the not replicated trial. Variation between lines can be demonstrated when more advanced statistical methods, such as analysis of variance of augmented designs, analysis of variance of hierarchical designs or analysis of many years of trials, are used. On the basis of the three year synthetic evaluation of genotypes, which were bred in Polanowice, the interaction genotype \times year has been shown by the revealed instability in yielding. A separate analysis of each year of the trials may result in the loss of valuable genotypes.

Key words: analysis of variances, breeding trials, spring barley, augmented design, several years trials

WSTĘP

W hodowli nowych odmian roślin, po uzyskaniu stabilnego materiału genetycznego, przeprowadzany jest cykl doświadczeń, które obejmują przeważnie trzy ostatnie lata, przed zgłoszeniem rodów do badań rejestracyjnych. Celem tych doświadczeń jest wyłonienie najbardziej wartościowych rodów. W każdym roku wybiera się tylko pewną liczbę genotypów, przy czym w pierwszym roku przeprowadza się najbardziej ostrą selekcję, na podstawie dość skąpych informacji uzyskanych z doświadczeń jednopowtórzeniowych ze wzorcami. Należy zaznaczyć, że doświadczenia jednopowtórzeniowe, w których cała informacja o danym rodzie jest zawarta w jednym pomiarze, należy analizować z wielką ostrożnością, ponieważ błędna interpretacja może być powodem utraty dobrze rokujących genotypów. Różne metody wyboru najlepszych genotypów, na podstawie wyników takich doświadczeń, przedstawione zostały m.in. w pracach Ambroży i in. (2008 a i b). W kolejnych latach badań, wybrane rody, pochodzące z kilku stacji hodowli roślin, wysiewa się w układach doświadczalnych z trzema powtórzeniami. W takich doświadczeniach dla każdego rodu wykonuje się trzy pomiary, co znacznie ułatwia i obiektywizuje analizę zwiększając szansę wyodrębnienia dobrych genotypów.

Celem pracy jest wskazanie metod statystycznej analizy doświadczeń hodowlanych, dających szansę wyboru najbardziej wartościowych genotypów oraz ocena trafności wyboru badanych rodów. W badaniach wykorzystano wyniki doświadczeń hodowlanych, wykonanych w latach 2008–2010 (jednopowtórzeniowe — 2008, przedwstępne — 2009 i wstępne — 2010) z jęczmieniem jarym w stacji Hodowli Roślin w Polanowicach (Małopolska Hodowla Roślin).

MATERIAŁY I METODY

Materiał badawczy

Materiał badawczy stanowiły wyniki trzyletniego cyklu porównawczych doświadczeń hodowlanych wykonanych w stacji Hodowli Roślin w Polanowicach (Małopolska Hodowla Roślin) z jęczmieniem jarym. Trzyletni cykl doświadczeń obejmuje jednopowtórzeniowe doświadczenie zakładowe, doświadczenie przedwstępne i wstępne. W doświadczeniu jednopowtórzeniowym (2008 rok) wysiano sto nowych rodów, pochodzących z hodowli w Polanowicach oraz jedną odmianę wzorcową (Stratus), stosowaną co dziesiąte poletko. Doświadczenie założono w układzie o blokach

niekompletnych z rozszerzonymi blokami. Zastosowano dwa bloki, z których pierwszy zawierał 89 obiektów a drugi 23 obiekty (Nawrocki, 1967; Węgrzyn, 2001).

W drugim roku badań (2009) przeprowadzono doświadczenia przedwstępne, w których wysiano łącznie 123 rody pochodzące z kilku różnych stacji hodowli (wśród nich 26 rodów wyselekcjonowanych z doświadczenia jednopowtórzeniowego wykonanego w 2008 roku w Polanowicach). Wybrane rody jęczmienia jarego zostały podzielone na dwie grupy, jedna z nich to jęczmień pastewny (dalej oznaczany jako PP), podzielony następnie (ze względu na dużą liczbę badanych nowych rodów) na dwie serie, każda po 33 nowe rody, oznaczone przez PPI i PPII, druga — browarny (dalej oznaczany jako PB) zawierająca 57 nowych rodów. Doświadczenia przedwstępne wykonano układzie zrównoważonym o blokach niekompletnych z trzema powtórzeniami, w przypadku jęczmienia pastewnego pojemność bloku wynosiła 6, w przypadku jęczmienia browarnego 7 i 8. Zastosowano trzy odmiany wzorcowe (Blask, Stratus i Conchita), które zostały rozlosowane łącznie z nowymi rodami. Nowe rody pochodziły z różnych stacji hodowanych (Choryń, Kobierzyce, Modzurów, Nagradowice, Polanowice).

Po dokonanej selekcji negatywnej w 2009 roku wybrano 38 rodów (26 pastewnych i 12 browarnych), które badano w 2010 roku w dwóch doświadczeniach wstępnych (dalej oznaczanych odpowiednio WP i WB). W doświadczeniach tych wysiano także 15 rodów (9 pastewnych i 6 browarnych) niebadanych w doświadczeniu w 2009 roku. Doświadczenia wstępne założono układzie zrównoważonym o blokach niekompletnych (o pojemności od 6 do 8) z trzema powtórzeniami. Zastosowano trzy odmiany wzorcowe: Blask, Conchita i Suveren. Ponieważ odmiany wzorcowe są wyznaczone przez COBORU (Centralny Ośrodek Badań Odmian Roślin Uprawnych), stąd w doświadczeniach w 2009 i 2010 roku pojawiły się różne wzorce.

Należy tutaj zaznaczyć, że dotąd, dokąd nie jest znana wartość browarna rodu, którą poznaje się po jego analizie technologicznej, przyjmuje się założenie, że jeśli wartość białka przekracza 12–12,5% uważane są za pastewne. Te rody, których białko oscyluje na poziomie 9–12% zaliczane są do grupy browarnej. Ponieważ wzorce w rozpatrywanych latach badań w obu grupach (browarnej i pastewnej) są takie same, zatem porównanie rodów do wzorców pod względem plonu pozwala wyeksponować te najbardziej plenne bez względu na ich dalsze przeznaczenie, stąd niektóre rody wysiane w doświadczeniu dla rodów pastewnych, w kolejnym roku mogą być wysiane w doświadczeniu dla rodów browarnych.

W niniejszym opracowaniu ograniczono się do rodów wyhodowanych w Polanowicach ze względu na to, że występowały one w całym trzyletnim cyklu doświadczeń (doświadczenie jednopowtórzeniowe było przeprowadzone tylko dla tych rodów).

Analiza statystyczna danych

Średnie poprawione dla plonu badanych rodów, w analizie doświadczeń jednopowtórzeniowych, wyznaczono za pomocą analizy wariancji doświadczeń ze wzorcami oraz metody, średnich ruchomych. W badaniach przeprowadzonych przez Ambroży i in. (2008 a i b) Metoda średnich ruchomych została uznana za najbardziej przydatną, spośród różnych analizowanych metod, do oceny plonu nowych rodów w doświadczeniu jednopowtórzeniowym, ponieważ dostarczała ona oceny estymatorów

efektów obiektowych najbliższe ocenom tych estymatorów uzyskanych z równoległe przeprowadzonych doświadczeń wielopowtórzeniowych.

Analizę wariancji przeprowadzono za pomocą oprogramowania opublikowanego na stronie internetowej Strengthening of Statistical Computing for NARS (<http://web.iasri.res.in/>) stosowanego w pakiecie statystycznym SAS. Wspomniane oprogramowanie opiera się na teorii zawartej w pracach Federera i Raghavarao (1975), Ceranki i Chudzik (1977), oraz Kiełczewskiej (1984). Natomiast średnie ruchome wyznaczono stosując pakiet statystyczny Plabstat (Utz, 1997).

Jak widać z powyższego, wyboru najlepiej rokujących rodów wysianych w doświadczeniu jednopowtórzeniowym można dokonać w wieloraki sposób. W przypadku stosowania analizy wariancji doświadczeń jednopowtórzeniowych, Węgrzyn (2001) zaproponował zastosowanie wartości progowej $U_{bv} = S_{bv} t_{n-b-v_1-v_2+1; \alpha} + \bar{x}_{pop, wz}$, powyżej której badane obiekty uznaje się jako istotnie plenniejsze od wzorca, gdzie

$$S_{bv} = \sqrt{\frac{(b+1)(v_2+1)E}{bv_2}}$$

oznacza błąd standardowy dla różnic pomiędzy dowolnymi średnimi (E — suma kwadratów dla błędu z analizy wariancji, b — liczba bloków, v_2 — liczba obiektów kontrolnych), $t_{n-b-v_1-v_2+1; \alpha}$ wartość dla jednostronnego testu rozkładu t-Studenta (v_1 — liczba nowych rodów, v_2 — liczba obiektów kontrolnych, $n = v_1 + r_1 + \dots + r_{v_2}$, r_i — liczba powtórzeń i -tego obiektu kontrolnego), $\bar{x}_{pop, wz}$ — poprawiona średnia plenniejszego wzorca. Można także zastosować znaną metodę Dunnetta porównania średnich plonów rodów ze średnią plonu wzorców. Stosując metodę średnich ruchomych wybiera się ustalony wcześniej procent rodów najlepiej plonujących (o najwyższych średnich). W rzeczywistości hodowca, dokonując wyboru rodów, bazuje nie tylko na plonie, lecz również na innych cechach, takich jak pokrój rośliny, wyrównanie, podatność i wyleganie, a często również zdając się na tzw. „nos hodowcy”. Należy tutaj dodać, że w analizowanych doświadczeniach wybór rodów został dokonany wcześniej niż przeprowadzona w niniejszym opracowaniu analiza, tak więc autorzy nie mieli wpływu na ten wybór.

W przypadku doświadczeń przedwstępnych (trzy doświadczenia) i wstępnych (dwa doświadczenia) zastosowano analizę wariancji układów doświadczalnych ze wzorcami oddzielnie dla każdej serii doświadczeń. Następnie wykonano łączną analizę serii doświadczeń (jednak oddzielnie w przypadku doświadczeń przedwstępnych i wstępnych) stosując model hierarchiczny analizy wariancji (bloki zagnieżdżone w seriach). Obliczenia wykonano stosując procedurę MIXED pakietu statystycznego SAS.

W celu przeprowadzenia syntetycznej oceny wyników trzyletniego cyklu doświadczeń nadano nowym rodom rangi w taki sposób, że rangę 1 otrzymał ród (najwyższa ranga), którego poprawiona średnia była największa. Ranking taki ustalono oddzielnie w każdym z lat badań, i po zastosowaniu każdej z analiz statystycznych. Ze względu na różną liczbę rodów badanych w każdym z lat doświadczeń, rangi sprowadzono do wspólnej miary procentowej i na jej podstawie sprawdzano jak, pod względem badanej cechy, plasują się rody w kolejnych latach.

WYNIKI

Na podstawie przeprowadzonej analizy wariancji danych pochodzących z doświadczenia jednopowtórzeniowego, nie stwierdzono zróżnicowania nowych rodów pod względem plonu ($p = 0,3618$). Oznacza to, że nie stwierdzono, aby średni plon któregoś z badanych rodów był istotnie wyższy (lub też niższy) od plonu pozostałych badanych obiektów (rodów i wzorca). Kontrast pomiędzy rodami a wzorcem także okazał się nieistotny ($p = 0,9720$).

Ponieważ średnie plonu rodów mogą być obciążone efektami zmienności polowej, w celu wyeliminowania ewentualnego wpływu tego czynnika w doświadczeniu jednopowtórzeniowym, należałoby przeprowadzić analizę regresji plonów uzyskanych z poletek, na których wysiano odmianę wzorcową, względem ułożenia tych poletek. Należy w tym celu sprawdzić istotność gradientu liniowego w dwóch kierunkach: w poprzek i wzdłuż bloków. Po przeprowadzeniu obliczeń w analizowanym doświadczeniu, nie stwierdzono istotności tego gradientu ($p = 0,851$). Zatem można wnioskować, że pole doświadczalne charakteryzuje się losową żyznością (nie ma zmienności przestrzennej), stąd nie ma ona wpływu na plon uzyskany z poszczególnych poletek i tym samym średnie plonów badanych rodów nie były obciążone a wnioskowanie było poprawne.

W kolejnym kroku analizy danych z doświadczenia jednopowtórzeniowego nadano badanym rodowi rangi. Numerem 1 oznaczono ród o najwyższym poprawionym średnim plonie, natomiast numerem 100 ród o najniższym plonie. Ze względu na dużą liczbę badanych rodów i niekompletność danych w trzyletnim cyklu doświadczeń, wynikającą ze specyfiki tego typu doświadczeń, wyniki przedstawione zostaną jedynie dla rodów, które występowały w całym, trzyletnim cyklu. Rangi wybranych rodów oraz odpowiednie średnie, uzyskane po zastosowaniu obu metod (analizy wariancji i metody średnich poprawionych) przedstawiono w tabeli 1.

Tabela 1

Poprawione średnie plonu oraz numer w rankingu wybranych rodów
Adjusted average yields and number in ranking of the selected lines

Nazwa rodu Name of line	ANOVA		Średnie ruchome Moving averages		Nazwa rodu Name of line	ANOVA		Średnie ruchome Moving averages	
	A	B	A	B		A	B	A	B
POB 4246/06	92	5,66	56	6,62	POB 4212/06	28	7,13	89	6,31
POB 13672/06	5	8,15	1	7,69	POB 13943/06	56	6,54	21	7,09
POB 8266/06	27	7,14	73	6,50	POB 1284/06	60	6,49	65	6,56

A — Numer w rankingu — Number in ranking

B — Średnie poprawione — Adjusted means

Pogrubiona czcionka — doświadczenie PPI: **Bold font** — PPI trial

Ród, który w kolejnym roku wysiano w doświadczeniu dla odmian pastewnych (PPI, PPII) wyróżniono pogrubioną czcionką, niewyróżnione rody wysiano w doświadczeniu dla odmian browarnych (PB). Jak widać, kolejność najlepiej plonujących rodów jest inna po zastosowaniu każdej z metod. Jednak trudno jest ocenić poprawność wyboru wykonanego na podstawie którejś z metod, ponieważ genotypy, które nie zostały

wybrane do dalszych badań, nie są wysiewane w kolejnych latach badań. Można jedynie próbować ocenić trafność wyboru określonych rodów.

Oprócz poprawionych średnich plonu, wybranych rodów (tab. 1), w celu lepszego zilustrowania wyników analizy doświadczeń, podane zostaną także następujące parametry: najwyższy poprawiony średni plon nowych rodów, najniższy średni plon oraz średnia średnich poprawionych plonów. W przypadku analizy wariancji otrzymano następujące wartości powyższych parametrów: 9,43, 4,83, 6,70, zaś po zastosowaniu metody średnich ruchomych wynoszą one odpowiednio: 7,69, 5,96 oraz 6,75. W pierwszej z metod uzyskano większą rozpiętość pomiędzy maksimum a minimum, co może być pomocne w wychwyceniu różnic pomiędzy rodami. Wartość progowa U_{bv} , dla $\alpha = 0,05$ i $\bar{x}_{pop,wz} = 6,6$ wyniosła tutaj 8,76. Okazuje się, że jedynie poprawiona średnia plonu rodu POB 1847/06 przewyższa U_{bv} . Podobny wynik uzyskano po zastosowaniu testu Dunnetta, tylko plon rodu POB 1847/06 był istotnie wyższy od zastosowanego wzorca (wartość $p = 0,0487$).

Do badań przedwstępnych wybrano łącznie 26 genotypów (1/4 wszystkich badanych), z czego 15 znajduje się wśród 25 (1/4 wszystkich badanych w tym doświadczeniu rodów) najlepiej plonujących, według rankingu uzyskanego na podstawie średnich poprawionych i 13, według rankingu uzyskanego na podstawie średnich ruchomych. Warto zaznaczyć, iż poprawiony średni plon, większości wybranych do dalszych badań rodów, był wyższy (jednak nie istotnie wyższy) od poprawionego średniego plonu wzorca (6,69 w przypadku analizy wariancji, 6,71 po zastosowaniu średniej ruchomej).

W wyniku analizy wariancji doświadczenia PPI, hipotezy o równości średniego plonu badanych rodów ($p < 0,0001$) i o równości średnich plonu odmian wzorcowych ($p = 0,0008$) zostały odrzucone, natomiast nie było podstaw do odrzucenia hipotezy o równości kontrastów pomiędzy rodami a wzorcami ($p = 0,6478$). W doświadczeniu PPII hipoteza o równości średnich plonów badanych rodów ($p < 0,0001$) została odrzucona, natomiast nie było podstaw do odrzucenia hipotez dotyczących równości średnich plonów wzorców ($p = 0,4511$) oraz kontrastów ($p = 0,3310$). W doświadczeniu PB hipotezę o równości średnich plonów badanych rodów ($p < 0,0001$) oraz kontrastów ($p = 0,0050$) należało odrzucić, jednak średnie dla wzorców $p = 0,9133$ nie różniły się istotnie. Podsumowując, można stwierdzić, że w przypadku wszystkich trzech doświadczeń badane rody różniły się istotnie, kontrast pomiędzy rodami i wzorcami był istotny jedynie w doświadczeniu PB, wzorce doświadczeniu PPI różniły się istotnie, natomiast w pozostałych nie wykazano różnic pomiędzy nimi.

Podobnie jak w doświadczeniu jednopowtórzeniowym, także i tutaj wyznaczono poprawione średnie wszystkich badanych obiektów. W doświadczeniu PPI największa średnia poprawiona plonu badanych rodów wynosiła 7,43, zaś najmniejsza 5,48, średnia wszystkich poprawionych średnich (rodów i wzorców) wynosiła 6,36, średnia poprawionych średnich rodów 6,37 oraz średnia średnich poprawionych dla wzorców 6,31, w doświadczeniu PPII średnie te wynosiły odpowiednio 7,48, 5,13 6,58, 6,57, 6,74 zaś w PB: 8,22 i 4,77, 7,01, 6,99, 7,50. W doświadczeniu PPI poprawione średnie dla poszczególnych wzorców wynosiły odpowiednio: 7,08 dla odmiany Blask, 6,05 dla

odmiany Stratus i 5,80 dla odmiany Conchita. W doświadczeniu PPII średnie te wynosiły odpowiednio: 6,70; 7,00 i 6,52, natomiast w doświadczeniu PB: 7,59, 7,45 i 7,44. Najbardziej zróżnicowane średnie poprawione otrzymano w przypadku odmiany Conchita. Najbardziej zbliżone średnie poprawione otrzymano w przypadku odmiany Blask. Ponadto średnia poprawionych średnich dla wzorców jest większa od średniej poprawionych średnich dla rodów w dwóch doświadczeniach: PPII i PB.

W tabeli 2 przedstawiono kolejność wybranych rodów, pod względem poprawionych średnich plonów (pogrubioną czcionką zaznaczono rody badane w doświadczeniu PPI, pozostałe były wysiane w doświadczeniu PB). Warto dodać, że poprawione średnie plonów 26 rodów wyhodowanych w Polanowicach (PPI — 6,22, PPII — 6,23, PB — 7,1) są zbliżone do średniego plonu wszystkich badanych w danym doświadczeniu rodów.

Tabela 2

Kolejność wybranych rodów w doświadczeniu przedwstępnym (2009). Oddzielna analiza każdego z doświadczeń

The order of selected lines in the pre-preliminary trial (2009). Separate analysis of each trial

Nazwa rodu Name of line	Numer w rankingu Number in ranking	Średnie poprawione Adjusted means	Nazwa rodu Name of line	Numer w rankingu Number in ranking	Średnie poprawione Adjusted means
POB 4246/06	22	6,155	POB 1284/06	11	7,635
POB 13943/06	5	7,871	POB 4212/06	15	7,531
POB 8266/06	8	7,744	POB 13672/06	45	6,498

Pogrubiona czcionka — doświadczenie PPI: **Bold font** — PPI trial

Łączną analizę doświadczeń PPI, PPII i PB przeprowadzono stosując analizę wariancji dla układu hierarchicznego, w której bloki były zagnieżdżone w doświadczeniach. W wyniku przeprowadzonej analizy można stwierdzić, że hipotezę o równości średnich plonów w poszczególnych doświadczeniach należy odrzucić ($p < 0,0001$). Wynika stąd, że uzyskane plony były zależne od doświadczenia, w którym wysiano daną odmianę (warunki panujące na polach były różne). Kolejno, hipotezę o równości średnich dla bloków w poszczególnych doświadczeniach także należy odrzucić ($p < 0,0001$), co oznacza, że podział na bloki był tutaj słuszny. Najbardziej interesujące badacza hipotezy dotyczące równości średnich nowych rodów ($p < 0,0001$) oraz kontrastów pomiędzy nowymi genotypami a wzorcami ($p < 0,0175$) zostały odrzucone. Nie było podstaw do odrzucenia hipotezy o równości średnich plonów wzorców ($p < 0,0600$). W wyniku analizy hierarchicznej uzyskano następujące wartości parametrów: najmniejsza poprawiona średnia plonów wszystkich rodów — 4,20, największa — 8,01, średnia średnich poprawionych — 6,66 oraz średnia średnich poprawionych plonów rodów — 6,65. Średnie poprawione plonów wzorców wynoszą odpowiednio: Blask — 7,18, Stratus — 6,91, Conchita — 6,61, a średnia średnich poprawionych plonów wzorców wynosi 6,90. W tabeli 3 przedstawiono ranking rodów wyhodowanych w Polanowicach. Pogrubionym drukiem wyróżniono odmiany wybrane do następnego etapu badań.

Tabela 3

Kolejność wybranych rodów w doświadczeniu przedwstępnym (2009). Łączna analiza doświadczeń PPI, PPII i PB w układzie hierarchicznym
The order of selected lines in the pre-preliminary trial (2009). Joint analysis of trials PPI, PPII and PB in hierarchical design

Nazwa rodu Name of line	PW	NR	SP	Nazwa rodu Name of line	PW	NR	SP
POB 13943/06	A	20	7,300	POB 4212/06	AB	46	6,953
POB 8266/06	A	28	7,185	POB 4246/06	ABCD	60	6,785
POB 1284/06	A	38	7,049	POB 13672/06	EF	108	5,901

PW — porównania wielokrotne — multiple comparisons

NR — Numer w rankingu — Number in ranking

SP — Średnie poprawione — Adjusted means

W trzecim roku badań (2010) wykonano dwa doświadczenia wstępne: jedno z odmianami pastewnymi WP, a drugie z browarnymi WB. Na podstawie wyników analizy wariancji doświadczenia WP można stwierdzić, że z badanych hipotez należy odrzucić hipotezę o równości średnich plonów badanych rodów ($p < 0,0001$), natomiast nie wykazano różnic pomiędzy plonami wzorców ($p < 0,2338$). Kontrast pomiędzy rodami i obiektami kontrolnymi był istotny ($p < 0,0286$). W doświadczeniu tym uzyskano następujące wartości średnich: największa średnia poprawiona plonów rodów wynosiła 7,87, najmniejsza średnia poprawiona — 5,39, średnia średnich poprawionych plonów wzorców — 6,91, średnia średnich poprawionych plonów rodów — 6,52. W przypadku doświadczenia z odmianami browarnymi (WB) istotne różnice wykazano tylko pomiędzy rodami ($p < 0,0294$), zarówno różnice pomiędzy wzorcami ($p < 0,0592$), jak i kontrast pomiędzy rodami i wzorcami ($p < 0,1163$) okazały się nieistotne. W omawianym doświadczeniu uzyskano następujące średnie poprawione: najmniejsza — 5,57, największa — 7,71, średnia dla wzorców — 6,91 i średnia dla rodów — 6,48. W tabeli 4 umieszczono ranking odmian badanych w obu omawianych doświadczeniach wyhodowanych w Polanowicach.

Tabela 4

Kolejność wybranych rodów w doświadczeniu wstępnym z 2010 roku. Oddzielna analiza każdego z doświadczeń

The order of selected lines in the preliminary trial from year 2010. Separate analysis of each trial

Doświadczenie WP — WP Trial			Doświadczenie WB — WB Trial		
nazwa rodu name of line	numer w rankingu number in ranking	średnie poprawione adjusted means	nazwa rodu name of line	numer w rankingu number in ranking	średnie poprawione adjusted means
POB_4212/06	21	6,466	POB_13672/06	11	6,473
POB_13943/06	22	6,452	POB_4246/06	19	5,882
POB_8266/06	30	6,155	POB_1284/06	21	5,657

Podobnie jak w doświadczeniu przedwstępnym wykonano tutaj analizę połączonych doświadczeń WP i WB w układzie hierarchicznym. Okazało się, że nie było podstaw do odrzucenia hipotezy o równości średnich dla doświadczeń ($p = 0,7386$), natomiast średnie dla bloków ($p < 0,0126$), rodów ($p < 0,0001$), wzorców ($p < 0,0089$) oraz kontrast pomiędzy

rodami a wzorcami ($p < 0,0120$) różniły się istotnie. W analizie tej uzyskano następujące wartości średnich: największa średnia poprawiona plonu — 7,88, najmniejsza średnia poprawiona — 5,39, średnia dla średnich poprawionych badanych rodów — 6,50 oraz średnia dla średnich poprawionych wzorców — 6,91. W tabeli 5 przedstawiono ranking wybranych rodów. Na podstawie porównań wielokrotnych metodą Tukeya wykazano, że wszystkie wybrane rody tworzą jedną grupę jednorodną, stąd można wywnioskować, iż plony analizowanych rodów nie różnią się istotnie.

Tabela 5

Ranking wybranych rodów w doświadczeniu wstępnym (2010). Łączna analiza doświadczeń WP i WB w układzie hierarchicznym
The ranks of selected lines in the preliminary trial (2010). Joint analysis of trials WP and WB in a hierarchical design

Nazwa rodu Name of line	Porównania wielokrotne Multiple comparisons	Numer w rankingu Number in ranking	Średnie poprawione Adjusted means
POB 13672/06	A	28	6,470
POB 4212/06	A	29	6,469
POB 13943/06	A	30	6,456
POB 8266/06	A	43	6,156
POB 9/05	A	44	6,136
POB 4246/06	A	52	5,844
POB 1284/06	A	54	5,649

Synteza trzyletnich doświadczeń przeprowadzona została na podstawie rankingu odmian wykonanego oddzielnie w poszczególnych latach badań. Wszystkie rangi sprowadzono do bezwzględnej miary procentowej. W przypadku oddzielnie analizowanych serii doświadczeń rangi nadawano łącznie dla wszystkich serii, co ułatwiło porównanie z rangami nadanymi po zastosowaniu analizy hierarchicznej. Wyniki dla rodów badanych poprzez cały trzyletni cykl przedstawiono w tabeli 6.

Tabela 6

Bezwzględne rangi wybranych rodów w doświadczeniach: jednopowtórzeniowym, przedwstępnym i wstępnym
Absolute rank of selected lines in the not replicated, pre-preliminary and preliminary trials

Rok — Year	2008		2009		2010	
metoda analizy doświadczeń method of experiment analysis	analiza wariancji analysis of variance	metoda średnich ruchomych moving averages method	oddzielna analiza wariancji separate analysis of variance	łączna analiza wariancji joint analysis of variance	oddzielna analiza wariancji separate analysis of variance	łączna analiza wariancji joint analysis of variance
POB 4246/06	92	56	78,0	47,6	49,0	93
POB 13672/06	5	1	57,7	85,7	26,0	50
POB 8266/06	27	73	7,3	22,2	39,0	77
POB 4212/06	28	89	13,0	36,5	27,0	52
POB 13943/06	56	21	4,1	15,9	28,0	54
POB 1284/06	60	65	9,8	30,2	51,0	96

Niektóre z wybranych rodów uzyskały dość duże rangi (większe od 50), co oznacza, że plony tych rodów były niższe niż średni plon rodów badanych w danym doświadczeniu. W drugim roku badań dość wysoko (rangi mniejsze od 50) uplasowały się rody: POB 13759/06, POB 3818/06, POB 8388/06, POB 13640/06, POB 4212/06, POB 1376/06, POB 8369/06, POB 13943/06 oraz POB 1284/06, zarówno w oddzielnej analizie serii doświadczeń, jak i łącznej. W trzecim roku badań wszystkie rozważane rody uzyskały rangi większe od 50 w obu omówionych sposobach analizy doświadczeń (oddzielnej dla wszystkich serii i łącznej).

Warto tutaj dodać, że prawie we wszystkich rozważanych doświadczeniach średnie poprawionych średnich plonów nowych rodów były mniejsze od odpowiednich średnich poprawionych średnich plonów wzorców.

DYSKUSJA I WNIOSKI

Istnieje wiele metod oceny nowych rodów w doświadczeniach hodowlanych jednopowtórzeniowych ze wzorcami. Metody te niejednakowo oceniają badane linie, zatem przy podejmowaniu decyzji o wyborze konkretnej metody powinno się kierować różnymi czynnikami, np. znajomością charakteru zmienności występującej na polu doświadczalnym. Porównanie kilku metod stosowanych w tego typu doświadczeniach można znaleźć m.in. w pracach Ambroży i in. (2008 a, b). W pracach tych wykazano, że w większości rozważanych przypadków najlepszą okazywała się metoda średnich ruchomych.

Dużo łatwiejsza jest interpretacja doświadczeń wstępnych i przedwstępnych, ze względu na stosowanie układów doświadczalnych z powtórzeniami, w których nie ma problemu z wyznaczaniem efektów obiektowych, a tym samym średnich poprawionych badanych rodów. Ponadto doświadczenia te wykonywane są równolegle w kilku miejscowościach, co daje dodatkowo możliwość wyodrębnienia interakcji genotypowo środowiskowej (Miller i in., 1959; Meredith i in., 2012). Często jednak skuteczność wyboru najplenniejszych rodów na podstawie doświadczeń przeprowadzonych w kilku miejscowościach nie jest dostatecznie zadowalająca. Problem ten może wynikać z występowania interakcji genotypów z latami (Węgrzyn, 2003), która nie ujawnia się w doświadczeniach przeprowadzonych w jednym roku lecz na przestrzeni lat (Mądry i in., 2006).

Analiza wyników uzyskanych w niniejszej pracy pozwala na sformułowanie następujących wniosków:

1. Jeśli w doświadczeniu jednopowtórzeniowym różnice w plonowaniu pomiędzy rodami nie są istotne, wówczas warto stosować metodę średnich poprawionych, która dostarcza bardziej zróżnicowanych ocen efektów genotypowych.
2. Zastosowanie hierarchicznej analizy wariancji danych z doświadczeń przedwstępnych i wstępnych umożliwiło wykazanie istotnego zróżnicowania genotypowych efektów dla plonu poszczególnych rodów, którego nie wykazała oddzielna analiza większości doświadczeń; ponadto analiza ta pozwoliła wykazać interakcję genotypowo-

- środowiskową, dlatego ta metoda może być bardziej przydatna w analizie danych z doświadczeń hodowlanych.
3. Wykazano, że rody plasujące się pod względem plonu wysoko w rankingu w jednym roku badań, w następnym roku często nie są zbyt wysoko w rankingu, co jest wynikiem interakcji genotypy \times lata, dlatego rody powinny być badane co najmniej przez dwa lata w doświadczeniach wstępnych.

LITERATURA

- Ambroży K., Bakinowska E., Bocianowski J., Budka A., Pilarczyk W., Zawieja B. 2008 a. Statystyczne wspomaganie decyzji selekcyjnych na wczesnych etapach hodowli zbóż. Część I. Metody oceny efektów obiektowych. *Biul. IHAR* 250: 21 — 28.
- Ambroży K., Bakinowska E., Bocianowski J., Budka A., Pilarczyk W., Zawieja B. 2008 b. Statystyczne wspomaganie decyzji selekcyjnych na wczesnych etapach hodowli zbóż. Część II. Empiryczne porównanie metod oceny efektów obiektowych. *Biul. IHAR* 250: 29 — 39.
- Ceranka B., Chudzik H., 1977. Doświadczenia jednopowtórzeniowe z wzorcami. Siódme Colloquium Metodologiczne z Agro-Biometrii, PAN, Warszawa: 318 — 331.
- Federer W. T., Raghavarao D. 1975. On augmented designs. *Biometrics* 31: 39 — 35.
- Kiełczewska H., 1984. Analiza doświadczenia jednopowtórzeniowego z wzorcami. *Listy Biometryczne* 21: 21 — 28.
- Mądry W., Talbor M., Ukalski K., Drzazga T., Iwańska M. 2006. Podstawy teoretyczne znaczenia efektów genotypowych i interakcyjnych w hodowli roślin na przykładzie pszenicy ozimej. *Biul. IHAR* 240/241: 13 — 32.
- Meredith W. R. Jr., Boykin D. L., Bourland F. M., Caldwell W. D., Campbell B. T., Gannaway J. R., Glass K., Jones A. P., May L. M., Smith C. W., Zhang J. 2012. Genotype x Environment Interactions Over Seven Years for Yield, Yield Components, Fiber Quality, and Gossypol Traits in the Regional High Quality Tests. *The Journal of Cotton Science* 16: 160 — 169.
- Miller A., Williams J. C., Robinson H. F. 1959. Variety-environment interaction in cotton variety tests and their implications on testing methods. *Agric. J.* 51 (3): 132 — 134.
- Nawrocki Z. 1967. Teoria i praktyka doświadczenia rolniczego. Warszawa, PWRiL.
- Utz H. F. 1997. PLABSTAT. A computer program for statistical analysis of plant breeding experiments. Version 2N. Institute of Plant Breeding, Seed Science and Population Genetics, University of Hohenheim, Germany.
- Węgrzyn S. 2003. Ocena genetyczno-statystyczna wyników doświadczeń polowych z rodami hodowlanymi na przykładzie pszenicy ozimej. *Biul. IHAR* 230: 29 — 42.
- Węgrzyn S. 2001. Możliwości wykorzystania metod statystycznych do opracowania wyników doświadczeń w hodowli roślin. *Biul. IHAR* 218/219: 5 — 14.

