

ÚSTAV ZEMĚDĚLSKÝCH A POTRAVINÁŘSKÝCH INFORMACÍ

Czech Journal of
**GENETICS AND
PLANT BREEDING**

Genetika a šlechtění

ČESKÁ AKADEMIE ZEMĚDĚLSKÝCH VĚD

4

VOLUME 34
PRAGUE
DECEMBER 1998
CS ISSN 1212-1975

Genetics and Plant Breeding Genetika a šlechtění

An international journal published under the authorization by the Ministry of Agriculture of the Czech Republic and under the direction of the Czech Academy of Agricultural Sciences

Mezinárodní vědecký časopis vydávaný z pověření Ministerstva zemědělství České republiky a pod gescí České akademie zemědělských věd

Abstracts from the journal are comprised in the databases: Agrindex, Biol. Abstr., Bibl. Agri., Chem. Abstr., Field Crop Abstr., Helminthol. Abstr., Herb. Abstr., Landwirt. Zentralbl., Plant Breed. Abstr.

Editorial board – Redakční rada

Chairman – Předseda

Ing. Václav Šíp, CSc.

Members of the Editorial Board – Členové redakční rady

Ing. Bohumír Cagaš, CSc., prof. Ing. Jiří Černý, DrSc., Ing. Antonín Fojtík, CSc., Ing. Alena Hanišová, prof. Ing. Oldřich Chloupek, DrSc., Ing. Josef Konrád, CSc., prof. Ing. Antonin Kováčík, DrSc., Ing. Josef Pešek, DrSc., prof. dr. Ing. Jan Rod, DrSc., RNDr. Erich Schwarzbach, dr. agr. habil., Ing. Jaroslav Špunar, CSc., Ing. Jaroslav Tupy, DrSc.

Foreign Members of the Editorial Board – Zahraniční členové redakční rady

Dr. I. Bos (The Netherlands), Prof. Dr. V. A. Dragavcev (Russia), PD. Dr. A. Jahoor (Germany), Prof. Dr. A. Mesterházy (Hungary), O. Univ. Prof. Dipl.-Ing. Dr. P. Ruckebauer (Austria), Prof. Dr. Z. Staszewski (Poland), RNDr. D. Šubová (Slovak Republic), Ing. M. Užík, DrSc. (Slovak Republic)

Editors – Redaktorky

RNDr. Marcela Braunová, Ing. Hedvika Malíková

Aim and scope: The journal publishes original scientific papers, preliminary reports, short communications and reviews. Paper are published in English, Czech, or in Slovak.

Periodicity: The journal is published quarterly. Volume 34 appearing in 1998.

Acceptance of manuscripts: Two copies of manuscript should be addressed to: RNDr. Marcela Braunová, editor-in-chief, Institute of Agricultural and Food Information, Slezská 7, 120 56 Praha 2, Czech Republic, tel.: + 420 2 25 10 98, fax: + 420 2 242 538 39, e-mail: editor@login.cz. Both the dates of the reception of the manuscript and of the acceptance by the editorial board for publishing will be indicated in the printed contribution.

Subscription information: Subscription orders can be entered only by calendar year and should be sent to the contact address. Subscription price for 1998 is 56 USD (Europe) and 58 USD (overseas).

Cíl a odborná náplň: Časopis publikuje původní vědecké práce, předběžná a krátká sdělení a odborná review. Práce jsou publikovány v angličtině, češtině nebo ve slovenštině.

Periodicita: Časopis vychází čtvrtletně. Ročník 34 vychází v roce 1998.

Přijímání rukopisů: Rukopisy ve dvou kopiích je třeba zaslat na adresu redakce: RNDr. Marcela Braunová, vedoucí redaktorka, Ústav zemědělských a potravinářských informací, Slezská 7, 120 56 Praha 2, Česká republika, tel.: 02/25 10 98, fax: 02/24 25 39 38, e-mail: editor@login.cz. V uveřejněném příspěvku se uvádí jak datum doručení rukopisu do redakce, tak i jeho přijetí redakční radou k publikaci.

Informace o předplatném: Objednávky na předplatné jsou přijímány na celý rok na adrese: Ústav zemědělských a potravinářských informací, Slezská 7, 120 56 Praha 2. Cena předplatného pro rok 1998 je 224 Kč.

CHANGES OF AGRONOMIC TRAITS IN CORN UNDER THE EFFECT OF S_1 RECURRENT SELECTION FOR RESISTANCE TO STALK ROT (*FUSARIUM GRAMINEARUM*)

ZMĚNY AGRONOMICKÝCH ZNAKŮ KUKUŘICE ZPŮSOBENÉ REKURENTNÍ SELEKČÍ S_1 NA REZISTENCI PROTI FUZARIOVÉ HNILOBĚ STĚBLA

M. Stojakovic, D. Jockovic, G. Bekavac, B. Purar, A. Nastasic, N. Vasic

Institute of Field and Vegetable Crops, Novi Sad, Yugoslavia

ABSTRACT: Recurrent selection based on self-pollinated progenies has often been used for the improvement of characters in both narrow- and broad-based corn populations. The objective of this study was to evaluate the effectiveness of five cycles of S_1 recurrent selection for resistance to *Fusarium graminearum*, the causal agent of stalk rot, in the corn synthetic NSB. Between 250 and 300 plants from the previous selection cycle were selfed and two weeks later inoculated with a spore mixture of the fungus *Fusarium graminearum*. At harvesting, the stalks were split longitudinally to rate the severity of infection. The best 18–30 plants were selected and recombined using the plant-to-plant method. Five cycles of selection have been completed so far. The selection cycles and testcrosses with an inbred tester were evaluated in inoculation trials on two sites during 1996 and 1997. In the NSB population *per se*, the five cycles of S_1 recurrent selection for resistance to stalk rot reduced the disease index by 6.00% and stalk lodging by 10.51%, while the machine-harvestable grain yield and grain moisture increased by 362 kg/ha and 2.65%, respectively. The same trend was observed in the testcrosses as well.

corn; recurrent selection; resistance to stalk rot; stalk lodging; grain yield; genetic gain

ABSTRAKT: Pro zlepšení znaků úzce i široce založených populací kukuřice se často používá rekurentní selekce využívající samoopylených potomstev. Cílem této studie bylo zhodnocení efektivnosti pěti cyklů rekurentní selekce S_1 na rezistenci k *Fusarium graminearum*, původci fuzariové hniloby stěbla, u syntetické populace kukuřice NSB. K samoopylení jsme ponechali mezi 250 až 300 rostlinami z předchozího selekčního cyklu a za dva týdny jsme je inokulovali směsí spór houby *Fusarium graminearum*. Pro vyhodnocení síly infekce jsme stěbla při sklizni dělili podélně. Vybrali jsme 18 až 30 nejlepších rostlin a provedli jsme rekombinaci s použitím metody rostlina na rostlinu. Doposud bylo ukončeno pět selekčních cyklů. Selekční cykly a testovací křížence s inbredním testerem jsme zhodnotili v inokulačních pokusech prováděných v letech 1996 a 1997 na dvou stanovištích. Pět cyklů rekurentní selekce S_1 na rezistenci k fuzariové hnilobě stěbla snížilo ve vlastní populaci NSB index onemocnění o 6,00 % a poléhání rostlin o 10,51 %, zatímco výnos strojově sklizeného zrna se zvýšil o 362 kg/ha (tj. 2,65 %) a vlhkost zrna o 2,62 %. Stejnou tendenci jsme zjistili u testovacích kříženců.

kukuřice; rekurentní selekce; rezistence k fuzariové hnilobě stěbla; poléhání rostlin; výnos zrna; genetický zisk

INTRODUCTION

Synthetic corn populations have been and will be used as the main source for the development of new inbred lines (Bauman, 1981). Methods of recurrent selection have been developed for the purposes of population improvement. The breeding value of a population increases as its mean values are increased while maintaining its genetic variability (Hallauer, Miranda, 1995). The mean values of a population will change with an increase in the frequency of desirable alleles, while the variability is maintained by re-

combining selected progenies. The shift of the mean values of a population in a desirable direction increases the likelihood that the improved populations will produce new inbreds whose progenies will outperform progenies of crosses between the inbreds from the previous selection cycle.

Recurrent selection methods based on inbred progenies are the fastest way for improving populations *per se* (Moll, Smith, 1981). The S_1 or S_2 recurrent selection method, developed in order to utilize genes with additive effects, is effective in eliminating the effects of deleterious recessive alleles that become visible

immediately after self-pollination (Hallauer et al., 1988). Through the selection of self-pollinated progenies from the Lancaster population for resistance to stalk rot (*Diplodia zeae* (Schw) Lev), Jinahyon and Russell (1969a, b) managed to increase the level of resistance in the initial population. The selection for resistance to stalk rot led to the prolongation of the growing season, an increase in seed yield, and a decrease in lodging percentage. S_1 or S_2 recurrent selection for grain yield and stalk strength has proven effective in corn populations EZS1 and EZS2 (Garay et al., 1996) as well as BS13 (C_0) and BS13 (C_6) (Holthaus, Lamkey, 1995). After two cycles of S_1 selection for grain yield and resistance to lodging in the Thai composite, the yield of grain increased by 8.3%, while lodging resistance decreased from 53% to 17% (Jinahyon, Moore, 1973). After two cycles of S_1 selection for yield and yield plus resistance to leaf spot (*Exerohilum turcicum*) and stalk rot (*Stenocarpella maydis*), the grain of yield and pathogen resistance increased in four corn genotypes (Carson, Wicks, 1993). The efficiency of inbred-progeny selection was higher in populations *per se* than in their progenies (Moreno-Gonzales, Cubero, 1993; Garay et al., 1996). However, one must not lose sight of the fact that S_1 or S_2 recurrent selection reduces the amount of genetic variability within a population, thereby reducing the effectiveness of selection as well (Choo, Kannenberg, 1979; Tanner, Smith, 1987; Helms et al., 1989).

The objective of this study was to determine how five cycles of S_1 recurrent selection for corn resistance to the causal agent of stalk and ear rot (*Fusarium graminearum*) in the NSB corn synthetic influenced the severity of stalk and ear rots, stalk lodging, machine- and hand-harvestable grain yields, grain moisture, and other traits.

MATERIAL AND METHODS

Germplasm and selection methods

In 1981, direct crosses were made between corn inbreds to produce the following single cross (SC) hybrids: F7 x F2; W375 x W401; W3 x WH; W438 x W59E; W59E x 116; W153R x W37A; W629A x ND203; N729-C x W182E; and W629A x A654. The following year, the SC hybrids were crossed in all possible combinations. After the harvest, proportional amounts of seed of each double cross (DC) hybrid were bulked to form the NSB (C_0) synthetic. NSB (C_0), a balance composite, was sown in a breeding nursery the next year. At flowering, 250–300 plants were isolated with a paper bag (the ear and the tassel were covered separately) and then selfed. Two weeks after pollination, each of the selfed plants was artificially infected with a suspension of the fungus *Fusarium graminearum* using a syringe. The suspension was injected into the first, basal internode. At harvesting, the plants were

split longitudinally and the severity of infection was rated on a scale from 0 to 5 (0 – no stalk rot; 1 – stalk rot found on up to 25% of tissue of the basal internode; 2 – 26–50%; 3 – 51–75%; 4 – 76–100%; 5 – stalk rot extended to the adjacent internode). The best 18–30 ears were selected based on infection severity and ear and stalk characteristics and then recombined using the plant-to-plant method. At the end of each selection cycle, a balance composite was formed by taking a proportional amount of seed from each cross.

In 1994, in preparation for the present study, we repeated cycles C_0 , C_1 , C_3 , and C_5 by making a balance composite using a mixture of seed of at least 100 plant-to-plant crosses per cycle. The testcrosses of the repeated cycles (C_0 , C_1 , C_3 , and C_5) with the unrelated inbred tester (NS19-38) were made in 1995, when 10 plants of the inbred tester were pollinated with a mixture of pollen of 50 plants from each of the four cycles.

Experimental design

Four selection cycles C_0 , C_1 , C_3 , and C_5 and their testcrosses with the inbred tester were studied in separate trials conducted at Rimski Sancevi and Srbobran in 1996 and 1997 using inoculation. A randomized block design was used and there were four replications with 100 plants each. The seed was sown by hand in hills spaced at 75 x 25 cm with two seeds per hill. At the four to five leaf stage, the plants were thinned to 57,100 plants/ha. Inoculation and estimates of resistance levels were performed as described above. The disease index was calculated according to McKinney (1923) (cit. Josipović, 1965):

$$I = \frac{\sum(n \cdot k)}{N \cdot K} \cdot 100$$

where: I – disease index
 n – plant number per rating category
 k – number of rating categories
 N – total number of studied plants
 K – number of adopted rating categories

Data were collected the same way in both trial years and on both sites. Three weeks after pollination, plant height and height up to the upper ear were measured as the distance from the ground to the tip of the tassel main axis and the base of the upper ear node, respectively. The first and the last plant from each row were removed just before harvesting in order to avoid border row effects. The number of plants broken below the upper ear due to stalk rot was recorded and expressed as stalk lodging percentage. The plants were harvested by hand. Grain yield per hectare was calculated based on the total grain mass per plot (17.5 m²) and the mass of grains from erect plants (machine-harvestable grain yield).

Statistical procedures for the randomized block design were used. The average selection gain per cycle was calculated by regression analysis and via $(C_5 - C_0)/5$ which illustrates the average response to selection.

RESULTS AND DISCUSSION

Tab. I shows the mean square values for the index of disease (ID), stalk lodging (SL), grain moisture (GM), total grain yield (GY), machine-harvestable grain yield (GMY), plant height (PH), and height up to the base of the upper ear (EH) for two types of progenies. The differences between the environments (locations and years) were significant in all traits except grain moisture of testcrosses. At the same time, the differences among the cycles of selection were significant for all

traits except plant and ear height in population *per se*. The cycles x environment interaction was significant in three traits in the population *per se* and two traits in testcrosses.

Tabs. II and III show the mean values for each selection cycle and selection gain in the NSB population *per se* and in the testcrosses for the index of disease (ID), stalk lodging (SL), grain moisture (GM), hand-harvestable grain yield (GY) and machine-harvestable grain yield (GMY), plant height (PH), and height up to the base of the upper ear (EH). The five cycles of S₁

I. Mean square values for 7 agronomic traits with two types of progenies

Source of variation	df	ID	SL	GM	GY	GMY	PH	EH
a) Population <i>per se</i>								
Environment (A)	3	1005.41**	80.31**	858.86**	1.46**	75.67**	12 935.44**	1760.0**
Cycles (B)	3	163.53**	182.44	5.84	46.50	2.96	87.64	23.25
Interaction (A x B)	9	16.79	44.39**	2.41	0.13	0.09	13.66	117.25**
Error	48	3.33	1.52	0.83	0.10	47.79	22.33	
b) Testcrosses								
Environment (A)	3	984.12**	827.18**	0.17		63.28**		
Cycles (B)	3	214.35**	207.68**	19.41**		1.77**		
Interaction (A x B)	9	19.38**	43.62**	0.68		1.01		
Error	48	1.70	0.85	0.85		0.58		

ID = index of disease, SL = stalk lodging, GM = grain moisture, GY = total grain yield, GMY = machine harvestable grain yield, PH = plant height, EH = ear height

For Tabs. I and II: * significant at the 5% level; ** significant at the 1% level

II. Mean values, coefficients of variation, and selection gain in the population *per se* and testcrosses after five cycles of S₁ recurrent selection for resistance to stalk rot

	ID (%)	SL (%)	GM (%)	GY (t/ha)	GMY (t/ha)	PH (cm)	EH (cm)
a) Population <i>per se</i>							
C ₀	28.91	19.75	23.92	9.38	8.31	204.25	77.17
C ₁	26.27	16.35	24.76	9.16	8.41	204.75	74.25
C ₃	26.50	15.43	25.00	9.40	8.73	204.58	75.00
C ₅	20.24**	9.37**	25.60*	9.67	9.41**	209.92	76.75
Mean	24.48	15.22	24.82	9.40	8.71	205.87	75.79
LSD 5%	2.63	1.78	1.31	0.45	0.46	9.97	6.81
LSD 1%	3.55	2.40	1.77	0.61	0.62	13.44	9.18
LSD cv (%)	7.16	8.11	3.67	3.33	3.66	3.36	6.23
Gain/cycle (%)	-6.00	-10.51	1.41	0.62	2.65	2.78	-0.10
b) Testcrosses							
T x C ₀	30.16	16.61	20.60	9.70			
T x C ₁	27.47	9.58	22.40	9.71			
T x C ₃	23.27	6.98	20.80	10.39			
T x C ₅	20.70**	2.79**	23.23**	9.51			
Mean	25.40	7.99	21.76	9.83			
LSD 5%	1.88	1.33	1.73	1.10			
LSD 1%	2.53	1.80	2.32	1.48			
LSD cv (%)	5.13	5.50	11.55	7.73			
Gain/cycle (%)	-6.27	-7.32	2.55	0.41			

III. Linear regression (*b*), correlation (*r*), standard error of regression coefficient (*Sb*), and intercept (*a*) for stalk characters, grain yield, and resistance to stalk rot in the population *per se* and testcrosses

	Population <i>per se</i>				Testcrosses			
	<i>a</i>	<i>B</i>	<i>Sb</i>	<i>r</i>	<i>a</i>	<i>B</i>	<i>Sb</i>	<i>r</i>
Index of disease	31.925	-2.578*	0.305	-0.383	33.456	-3.258**	0.295	-0.477
Stalk lodging	15.499	-2.925**	0.289	-4.446	16.003	-3.206**	0.280	-0.490
Grain moisture	23.496	0.529	0.091	0.085	9.807	0.631*	0.067	0.455
Total grain yield	9.121	0.112	0.064	0.085	9.807	0.010	0.080	0.006
Grain yield machine-harvestable	7.810	0.362*	0.080	0.216				
Plant height	201.667	1.683	1.076	0.076				
Ear height	75.917	-0.050	0.455	-0.005				

*, ** significant at the 5% and 1% levels, respectively

recurrent selection for resistance to stalk rot brought about significant changes in the population *per se* (disease index, stalk lodging, grain moisture, and machine-harvestable grain yield) and testcrosses (disease index, stalk lodging, and grain moisture).

The ID was significantly lower in C₅ than in C₀ in both the population *per se* and testcrosses. The percentage of basal internode tissue infected by *Fusarium graminearum* decreased by 6.00 and 6.27% per cycle in the population *per se* and testcrosses, respectively. The coefficient of linear regression was significantly or highly significantly negative in both types of progeny (Tab. III). After the five selection cycles, infection severity in the population *per se* and test crosses dropped by 8.67 and 9.46%, respectively. Lambert and White (1997), by contrast, obtained a much higher effectiveness of recurrent selection for resistance to stalk rot – 40.7% in population RSSSC and 50.2% in population RBS10. The different responses of the populations from the two studies may be due to their genetic constitution, which causes them to differ as to the frequency and action of genes for stalk rot as well as most other characters. In addition to this, the three populations have growing seasons of different length. NSB belongs to an early maturity group, FAO 350, while RSSS and RBS10 belong to FAO maturity group 800 according to Kaufmann, Dudley (1979) and Hallauer et al. (1974).

Field experiments for lodging are the best way to determine whether or not selection has increased corn stalk sturdiness. In our study, the five selection cycles reduced the extent of stalk lodging caused by stalk rot. The stalk lodging percentage in C₅ was 10.38% (population *per se*) and 9.82% (testcrosses) lower than in C₀, while the selection gains per cycle were 10.51% (population *per se*) and 7.32% (testcrosses).

After several cycles of selection for resistance to leaf diseases and stalk rots carried out by Lambert (1992), stalk lodging percentage in population RSSSC dropped from 16.0% in C₀ to 7.2% in C₆, while in population RBS10 the decrease was from 20.8% in C₀ to 7.7% in C₆. This led to the conclusion that mass selection for leaf diseases and stalk rots can simultane-

ously increase stalk sturdiness and disease resistance in a population and hence make it more suitable for selection. Martin and Russell (1984a) report finding significant grain yield losses after three cycles of recurrent selection for resistance to stalk lodging and stalk rot. However, the highest yield decreases occurred in the second and third cycles, whereas the largest improvement in stalk quality was made in C₁ and C₂. The results of the present study as well as those of Martin, Russell (1984), Zuber (1973), and Dewey, Russell (1983) indicate that, at least to an extent, it is possible to improve stalk quality in conjunction with an increase of grain yield as well as that selection for stalk quality does not necessarily lead to grain yield losses.

Our S₁ recurrent selection for resistance to stalk rot in the population *per se* increased GY from 9.38 to 9.67 t/ha and GMY from 8.31 to 9.41 t/ha. The average selection gain per cycle was 112 kg, or 0.62%, for GY and 362 kg, or 2.65%, for GMY (Tabs. II and III). Yield losses have been reported in many studies aimed at improving stalk quality (Thompson, 1972, 1982; Martin, Russell, 1984b; Grombacher et al., 1989). Stalk lodging and stalk rot can reduce yields by 5–25% (Zuber, Kang, 1978). On the other hand, Jinahyion, Russell (1969b), Moentono et al. (1984), and Mostafa et al. (1990) report finding a positive correlation between stalk quality, including resistance to stalk rot, and grain yield. This positive association can be explained by the delay in senescence resulting from increased stalk rot resistance that prolongs the grain filling stage and thereby increases yields. In our study, direct selection for resistance to stalk rot favored genotypes with resistance to stalk rot and stalk lodging and genotypes with higher grain moisture content at harvesting. This has led us to conclude that the positive machine harvestable grain yield trends characterizing the five selection cycles resulted from the fact that selection for stalk rot resistance resulted in genotypes with better stalk strength and longer growing season or the stay green character (again, provided grain moisture at harvesting is considered the only criterion for growing season duration).

The five cycles of S_1 recurrent selection for stalk rot resistance in the NSB population produced favorable changes in resistance to stalk rot and lodging as well as a number of other characteristics that are closely related to stalk characters. Although no direct selection for grain yield was carried out, the yields of grain increased as well (especially those of machine-harvestable grain). Direct selection for stalk rot resistance produces genotypes that are superior in this as well as other agronomically important characters. The improved populations can be used for the development of new inbred lines.

REFERENCES

- BAUMAN, L. F. (1981): Review of methods used by breeders to develop superior inbreds. Proc. Corn & Sorghum Res. Conf., 36: 199–208.
- CARSON, M. L. – WICKS, Z. W. (1993): Response of maize synthetic to S_1 recurrent selection for grain in a disease-stress environment. Maydica, 38: 193–199.
- CHOO, M. T. – KANNENBERG, L. W. (1979): Relative efficiencies of population improvement methods in corn: A simulation study. Crop Sci., 19: 179–185.
- DEWEY, M. E. – RUSSELL, W. A. (1983): Evaluation of recurrent selection for stalk quality in a maize cultivar and effects on other agronomic traits. Iowa State J. Res., 58: 207–219.
- GARAY, G. – IGARTA, E. – ALVAREZ, A. (1996): Responses to S_1 selection in flint and dent synthetic maize populations. Crop Sci., 36: 1129–1134.
- GROMBACHER, A. W. – RUSSELL, W. A. – GUTHRIE, W. D. (1989): Effects of recurrent selection in two maize synthetics on agronomic traits of S_1 lines. Maydica, 34: 343–352.
- HALLAUER, A. R. – MIRANDA, J. B. (1995): Quantitative Genetics in Maize Breeding. 2nd ed. Iowa State University Press, Ames.
- HALLAUER, A. R. – EBERHART, S. A. – RUSSELL, W. A. (1974): Registration of maize germplasm (Reg. No. GP26 to GP34). Crop Sci., 14: 341–342.
- HALLAUER, A. R. – RUSSELL, W. A. – LAMKEY, K. L. (1988): Corn breeding. In: SPRAGUE, G. F. – DUDLEY, J. W. (eds.): Corn and Corn Improvement. Agron. Monogr. 18. 3rd ed. ASA, CSSA and SSSA Madison WI: 463–564.
- HELMS, T. C. – HALLAUER, A. R. – SMITH, O. S. (1989): Genetic variability estimates in improved and nonimproved „Iowa Stiff Stalk Synthetic“ maize populations. Crop Sci., 29: 959–962.
- HOLTHAUS, J. F. – LAMKEY, K. L. (1995): Response to selection and changes in genetic parameters for 13 plant and ear traits in two maize recurrent selection programs. Maydica, 40: 357–370.
- JINAHYON, S. – MOORE, C. L. (1973): Recurrent selection techniques for maize improvement in Thailand. Agron. Abstr. P7.
- JINAHYON, S. – RUSSELL, W. A. (1969a): Evaluation of recurrent selection for stalk-rot resistance in an open-pollinated variety of maize. Iowa State J. Sci., 43: 229–237.
- JINAHYON, S. – RUSSELL, W. A. (1969b): Effects of recurrent selection for stalk-rot resistance on other agronomic characters in an open-pollinated variety of maize. Iowa State J. Sci., 43: 229–237.
- JOSIPOVIC, M. (1965): Poljoprivredna fitopatologija. Beograd, Naučna knjiga.
- KAUFMANN, K. D. – DUDLEY, J. W. (1979): Selection indices for grain yield, percent protein, and kernel weight. Crop Sci., 19: 583–588.
- LAMBERT, R. J. (1992): Evaluation of six cycles of maize reciprocal recurrent selection in high yield environment. In: Twenty-eight Annual Illinois Corn Breeding School, Champaign, IL, Dept. of Agronomy University of Illinois, Champaign-Urbana: 101–111.
- LAMBERT, R. J. – WHITE, D. G. (1997): Disease reaction changes from tandem selection for multiple disease resistance in two maize synthetics. Crop Sci., 37: 66–69.
- MARTIN, M. J. – RUSSELL, W. A. (1984a): Response of a maize synthetic to recurrent selection for stalk quality. Crop Sci., 24: 331–337.
- MARTIN, M. J. – RUSSELL, W. A. (1984b): Correlated responses of yield and other agronomic traits to recurrent selection for stalk quality in a maize synthetic. Crop Sci., 24: 746–750.
- MOENTONO, M. D. – DARRAH, L. L. – ZUBER, M. S. – KRAUSE, G. F. (1984): Effects of selection for stalk strength on response to plant density and level of nitrogen application in maize. Maydica, 29: 431–452.
- MOLL, R. H. – SMITH, O. (1981): Genetic variances and selection responses in an advanced generation of a hybrid of widely divergent populations of maize. Crop Sci., 21: 387–391.
- MORENO-GONZALEZ, J. – CUBERO, J. I. (1993): Selection strategies and choice of breeding methods. In: HAYWARD, M. D. et al. (ed.): Plant breeding: Principles and prospects. London, Chapman & Hall: 281–313.
- MOSTAFA, M. A. N. – COORS, J. G. – DROLSOM, P. N. (1990): Correlated changes in grain yield and agronomic traits from selection for resistance to stalk rot in maize caused by *Gibberella zeae* (Schw.) Petch. Maydica, 35: 253–258.
- TANNER, A. H. – SMITH, O. S. (1987): Comparison of half-sib and S_1 recurrent selection in the Krug Yellow Dent maize population. Crop Sci., 27: 509–513.
- THOMPSON, D. L. (1972): Recurrent selection for lodging susceptibility and resistance in corn. Crop Sci., 12: 631–634.
- THOMPSON, D. L. (1982): Grain yield of two synthetics of corn after seven cycles of selection for lodging resistance. Crop Sci., 12: 1207–1210.
- ZUBER, M. S. (1973): Evaluation of progress in selection for stalk quality. In: Proc. 28th Ann. Corn and Sorghum Conf.: 112–122.
- ZUBER, M. S. – KANG, M. S. (1978): Corn lodging slowed by sturdier stalks. Crops Soils, 30: 13–15.

Received on June 9, 1998

Contact Address:

Dr. Milisav Stojakovic, Institute of Field and Vegetable Crops, Maksima Gorkog 30, 21000 Novi Sad, Yugoslavia, tel.: (381-21) 42 17 17, fax: (381-21) 62 12 12, e-mail: mstojak@ifvcns.ns.ac.yu

Z VĚDECKÉHO ŽIVOTA

XV EUCARPIA 1998 GENERAL CONGRESS

Ve dnech 20.–25. září 1998 se v italském městě Viterbo konal v pořadí již 15. generální kongres evropské asociace pro výzkum ve šlechtění rostlin, která je známá pod zkratkou EUCARPIA. V pravidelných tříletých intervalech se schází vědeční pracovníci a šlechtitelé, aby si vyměnili poznatky v tak dynamicky se rozvíjejícím vědním oboru, jakým je šlechtění rostlin. EUCARPIA byla založena v roce 1956 a v současné době má členy ve všech evropských zemích a v dalších třiceti zemích mimo Evropu. Hlavním cílem činnosti EUCARPIE je iniciovat spolupráci na mezinárodní úrovni na poli šlechtění rostlin. Každoročně je také pod záštitou EUCARPIE organizováno několik specializovanějších konferencí či seminářů. Každý člen EUCARPIE má možnost se aktivně zapojit do práce dvanácti specializovaných sekcí, které svou náplní pokrývají nejen hlavní zemědělsky využívané skupiny plodin, ale také hlavní vědní disciplíny související se šlechtěním.

Generálního kongresu, který se konal v historickém sále místního divadla a který zahájil prezident EUCARPIE prof. Scaracia Mugnozsa, se zúčastnilo přes 400 delegátů z desítek zemí světa. Kongres se konal pod záštitou prezidenta Italské republiky, pana Luigiho Scalfariho, který v pozdravném dopise vyzdvihl důležitost šlechtění rostlin a popřál delegátům kongresu mnoho úspěchů v další práci. Význam kongresu podtrhla také účast představitelů města, oblasti i senátu Italské republiky na zahajovacím ceremoniálu.

Vlastní jednání konference bylo rozděleno do šesti sekcí, v nichž bylo předneseno přes padesát přednášek. Dále byly výsledky vědecké práce prezentovány na více než sto sedmdesáti posterech. Jednotlivé sekce byly zaměřeny na rezistenci hostitelských organismů vůči houbovým patogenům, bakteriálním a virovým organismům, hmyzu a hádátku. Poslední sekce byla věnována otázkám kvality.

Bez ohledu na zařazení jednotlivých příspěvků do sekcí, vyplynuly z jednání kongresu obecné tendence ve šlechtění rostlin. Prvním předpokladem pro úspěšnou šlechtitelskou práci jsou jasně definované šlechtitelské cíle. V nich byly především akcentovány otázky kvalitativní stránky rostlinného materiálu s preferencí rezistencí, kvality, spotřebitelského komfortu apod. Těchto cílů lze dosáhnout především rychlým využíváním moderních vědeckých metod, které lze shrnout pod termíny genetické markery, QTL analýzy, genetické

manipulace apod. Rychlý progres v daných oblastech je možné dokumentovat např. na pěstování sóje v USA, kdy za poslední tři roky přesáhl areál pěstování transgenických odrůd sóje 75 % z celkové plochy. Zdá se, že obdobné tendence, přes mnohá negativní stanoviska především z řad ochránců životního prostředí, převáží i u celé řady dalších zemědělských plodin.

Příspěvky prezentující výše uvedené moderní metody v pre-breedingu i ve vlastním šlechtění na kongresu dominovaly. Snad záměrně byl proto poslední referát na kongresu od italských autorů věnován metodám klasického šlechtění při výběru kukuřice na výnos hmoty. Tento referát vyvolal značný ohlas v auditoriu a potvrdil, že budoucí vývoj šlechtění je zatím nutno chápat v kombinaci moderních metod doplněných klasickými postupy.

Závěrečná přednáška prof. Salaminiho s názvem „Kam směřujeme“ vyvolala také velmi živou diskusi právě o kombinacích různých metodických postupů i o základním směřování šlechtitelského procesu.

V průběhu kongresu se také konalo generální shromáždění členů EUCARPIE, na němž byl prezidentem na další období zvolen prof. Mackay z Velké Británie. Na tomto zasedání bylo také potvrzeno, že příští generální kongres se uskuteční na prahu nového tisíciletí v roce 2001 ve skotském Edinburghu. Toto generální shromáždění také potvrdilo reprezentanty jednotlivých zemí ve výboru EUCARPIE. Českou republiku bude i nadále reprezentovat Ing. Ladislav Dotlačil, CSc., z VÚRV Praha-Ruzyně.

Autoři tohoto příspěvku se zúčastnili jednání jedné z neaktivnějších odborných sekcí EUCARPIE, která je věnována pícešinám (Section for Fodder Crops and Amenity Grasses). Předsedovi sekce prof. Veronesimu byl přednesen návrh, aby jedno z příštích zasedání bylo uskutečněno v České republice, přičemž spolupřítomnými organizacemi by byly: Výzkumný ústav pícninářský, s. r. o., Troubsko, a OSEVA PRO, s. r. o., Výzkumná stanice travinářská Rožnov-Zubří. Toto zasedání by se zřejmě uskutečnilo v roce 2001.

Úspěšný průběh kongresu byl podtržen atmosférou historického města Viterbo, kdy organizátoři se snažili účastníkům konference představit toto centrum jedné z italských provincií a mimo jiné sídlo univerzity jako město s památkami, jejichž vznik spadá až do doby před naším letopočtem.

RNDr. Jan Nedělník
Ing. Bohumír Čagaš, CSc.

MONOSOMICKÁ ANALÝZA REZISTENCE KE RZI PŠENIČNÉ ODRŮDY SIRIA*

MONOSOMIC ANALYSIS OF LEAF RUST RESISTANCE IN THE WHEAT CULTIVAR SIRIA

J. Košner, P. Bartoš, K. Pánková

Research Institute of Crop Production, Prague-Ruzyně, Czech Republic

ABSTRACT: The monosomic series „Zlatka“ was used for a monosomic analysis of the Czech winter wheat cultivar Siria. The gene which controls its resistance to leaf rust is likely located on chromosome 1A, because the significantly highest proportion of resistant plants was in progeny of the cross with line 1A. Lines 1B and 2A significantly differed from disomic and other lines by a lower proportion of resistant plants. These results lead us to suppose that the genes on chromosomes 1B and 2A have a negative effect on the expression of resistance. Suppressor genes have been found comparatively often in monosomic analyses and it shows that the more complex genetic constitution of resistance can be a more frequent phenomenon than we suppose on the basis of the results of the classical hybridologic methods. The only leaf rust resistance gene located on 1A is *Lr10*. However, further experiments are needed to confirm the suggestion that *Lr10* is the gene present in the cultivar Siria.

wheat; leaf rust; monosomic analysis

ABSTRAKT: Monosomická analýza české odrůdy ozimé pšenice Siria ukázala pravděpodobnou lokalizaci genu rezistence ke rzi pšeničné na chromozomu 1A. Potomstvo 1A mělo průkazně nejvyšší podíl rezistentních rostlin. Potomstva 1B a 2A se naopak od disomického potomstva i všech ostatních potomstev monosomických linií průkazně lišila nižším podílem rezistentních rostlin. Předpokládá se, že geny na chromozomech 1B a 2A projev rezistence ovlivňují negativně. Výskyt genů supresorů je při použití monosomických analýz poměrně častý a naznačuje, že složitější genetické založení rezistence může být častějším jevem, než je předpokládáno na základě výsledků klasických hybridologických metod. Lokalizace genu rezistence na chromozomu 1A, na němž byl dosud lokalizován pouze gen *Lr10*, vede k domněnce, že by se mohlo jednat o tento lokus. Tento problém bude předmětem dalších analýz, v nichž bude kromě klasických metod genetiky použito i metod molekulárních.

pšenice; rez pšeničná, monosomické analýzy

ÚVOD

Odolnost k chorobám patří mezi významné šlechtitelské cíle. Jednou z chorob pšenice, která v posledních letech nabývá na významu, je rez pšeničná. Ve šlechtění se využívá jak specifické rezistence, tak polní rezistence nespecifické. Optimální využívání specifické rezistence usnadňuje identifikace genů rezistence, charakteristika genů z hlediska jejich účinnosti i lokalizace na chromozomech. Předmětem naší práce byla lokalizace genu rezistence ke rzi pšeničné odrůdy Siria.

MATERIÁL A METODY

Odrůda Siria byla v České republice povolena v roce 1994. Byla vyšlechtěna z křížení odrůd Arminda / Ma-

ris Marksman // Regina a patří k odrůdám nejméně napadáným rzi pšeničnou v polních podmínkách. Ve skleníku byla odolná k většině izolátů rzi pšeničné, které byly použity v testech, a to 14 SaBa (5078, 6151), 61SaBa (628, 5034, 5025, 5037, 6091), 77 (347, 6103), 77SaBa (1947, 4332, 6137, 6138), 57SaBa (4332), 61 (1887), 61/62 (5002), 12 (5041). Náchylnost se projevila k izolátům 14 (333, 6106), 61SaBa (6094, 6153), 14SaBa (600) (Bartoš et al., 1996, 1998).

K lokalizaci genu rezistence ke rzi pšeničné byla použita standardní metoda monosomické analýzy. Jako aneuploidní rodič byla použita kompletní série monosomických linií odrůdy Zlatka. Jednotlivé cytologicky ověřené monosomické linie byly opylovány odrůdou Siria. Do generace F_1 byly cytologickou kontrolou počtu chromozomů vybrány monosomické rostliny, které byly pod izolací samosprašeny. K cytologické kontrole

* Práce byla uskutečněna za finanční podpory Grantové agentury České republiky (grant č. 521/96/0114).

počtu chromozomů jak monosomické série, tak potomstev F_1 byla použita metoda Feulgena.

Zrna jednotlivých potomstev F_2 generace byla vyseta do kořenáčů a mladé rostlinky ve fázi prvního listu byly uměle infikovány potráním suspenzí talku a ureodspor rzi pšeničné, rasy UN 17-57 SaBa, izolát 4332. Inokulace proběhla ve skleníku s umělým osvětlením za vysoké vzdušné vlhkosti (orosováním v uzavřených skleněných válcích) cca 48 hodin při teplotě 18–22 °C. Infekční typy byly klasifikovány podle autorů S t a k m a n et al. (1962).

VÝSLEDKY A DISKUSE

Jednotlivá potomstva z křížení monosomických linií Zlatka x Siria i potomstvo disomické v generaci F_2 štěpila na rostliny náchylné a rostliny rezistentní. Vyskytovaly se rezistence typu 2 a :1 (tab. I). Rezistentní rostliny obou typů byly sečteny a poměr náchylných

rostlin k součtu rezistentních byl testován χ^2 -testem k teoretickému štěpnému poměru 1 : 3, odpovídajícímu jednomu genu rezistence. Výsledek testování však tento štěpný poměr jednoznačně nepotvrdil. Namísto jednoho odchylného (kritického) potomstva, jež by se mělo při použití monosomické analýzy za předpokladu monogenního založení vyskytovat, se statisticky významně odchylovalo potomstev několik, včetně potomstva disomického. Významná byla i odchylka štěpného poměru součtu všech potomstev. Proto byla nejvíce odchylná potomstva 1A, 1B a 2A, která by bylo možné považovat za kritická, odečtena od součtu všech. Tím vznikl štěpný poměr 391 náchylných rostlin k 984 rezistentním rostlinám, který by neměl být zatížený kritickými potomstvy a měl by odpovídat všem nekritickým potomstvům a disomiku, a naopak kritická potomstva by se měla od tohoto štěpného poměru odchylovat. χ^2 -test na tento poměr uvedené předpoklady potvrdil: všechna potomstva považovaná za nekritická, včetně potomstva disomického, vykazovala shodu a potomstva považova-

I. Štěpení reakce ke rzi pšeničné v F_2 generaci po křížení odrůdy Siria se sérií monosomických linií Zlatka – Segregation of the response to wheat rust in F_2 generation after crosses of Siria cultivar with a series of Zlatka monosomic lines

Monosomická linie ¹	Náchylné ²		Rezistentní ⁴					Štěpné poměry ⁶				
	počet rostlin ³	%	počet rostlin ³			%	celkem ⁵	1 : 3	Σ bez nejvíce odchylných potomstev ⁷ (391 : 984)	18 : 46	6 : 10	3 : 13
			χ^2	χ^2	χ^2			χ^2	χ^2			
			2	:1	součet							
1A	21	17,80	32	65	97	82,20	118	3,266*	6,568**	6,227**		0,070**
1B	11	40,74	13	3	16	59,26	27	3,568*	2,007	2,126	0,121+	
1D	27	23,68	19	68	87	76,32	114	0,105	1,267	1,112		
2A	33	39,76	20	30	50	60,24	83	9,643***	5,225**	5,557**	0,181+	
2B	24	25,53	27	43	70	74,47	94	0,014	0,391	0,313		
2D	6	23,08	9	11	20	76,92	26	0,051	0,367	0,328		
3A	5	41,67	2	5	7	58,33	12	1,778	1,032	1,089		
3B	23	24,73	33	37	70	75,27	93	0,004	0,629	0,530		
3D	5	26,32	6	8	14	73,68	19	0,018	0,042	0,031		
4A	22	24,72	43	24	67	75,28	89	0,004	0,605	0,511		
4B	29	30,85	26	39	65	69,15	94	1,716	0,269	0,346		
4D	20	24,10	32	31	63	75,90	83	0,036	0,769	0,666		
5A	26	33,33	35	17	52	66,67	78	2,889*	0,918	1,047		
5B	25	28,09	25	39	64	71,91	89	0,453	0,005	0,000		
5D	24	27,91	23	39	62	72,09	86	0,388	0,012	0,002		
6A	26	33,77	25	26	51	66,23	77	3,156*	1,073	1,212		
6B	24	30,38	19	36	55	69,62	79	1,219	0,146	0,199		
6D	34	32,08	27	45	72	67,92	106	2,830*	0,688	0,818		
7A	28	28,00	28	44	72	72,00	100	0,480	0,010	0,001		
7B	19	33,33	20	18	38	66,67	57	2,111	0,671	0,765		
7D	24	31,58	19	33	52	68,42	76	1,754	0,368	0,449		
Disomik ⁸	33	33,33	25	41	66	66,67	99	3,667*	1,165	1,329		
Σ	489	28,78	508	702	1210	71,22	1699	12,958***	0,097	0,362		
Σ – 1A, 1B, 2A	391	28,44	418	566	984	71,56	1375		0,000	0,066		

¹monosomic line, ²susceptible, ³number of plants, ⁴resistant, ⁵total, ⁶segregation ratio, ⁷ Σ minus most diverging progenies, ⁸disomic

ná za kritická byla ve dvou případech statisticky významně odchylná a v jednom případě, při nižším celkovém počtu rostlin potomstva, se odchylka blížila hranici významnosti. Potomstvo 1A bylo odchylné vyšším počtem rezistentních rostlin a potomstva 1B a 2A naopak vyšším počtem náchylných rostlin. Je tedy velmi pravděpodobné, že projev rezistence je výsledkem interakce jednoho genu rezistence a dalších dvou genů, to znamená, že teoretický štěpný poměr by měl vycházet ze štěpných poměrů trihybrida. Protože trihybrid vytváří 64 genotypů, byl poměr 391 : 986 převeden na tento počet, tj. $18 : 46$ ($391/(1375/64) = 18,2$ a $984/(1375/64) = 45,8$). Výsledky χ^2 -testu tento štěpný poměr potvrdily.

Teoreticky v případě tří genů, z nichž jeden je genem rezistence, nemá z 64 teoreticky vznikajících genotypů dominantní alelu genu rezistence 16 genotypů (jedna čtvrtina jako v případě monohybrida), které se fenotypicky prezentují jako náchylné. V našem případě je možné přijmout jako jedno z pravděpodobných vysvětlení to, že vlivem působení ostatních dvou genů může docházet k potlačení projevu rezistence u dvou genotypů, byť alelu rezistence obsahují. Jednalo by se o supresory rezistence. Určovat, o jaké genotypy se konkrétně jedná a jakým způsobem se suprese konkrétně uskutečňuje, by z údajů, které jsou z experimentu k dispozici, již bylo příliš spekulativní. Vysvětlitelný je však podle uvedené hypotézy štěpný poměr u kritických potomstev s genem supresorem. U těchto potomstev je vždy přítomen kritický chromozom s jedním z genů supresorů a gen rezistence, a druhý gen supresor štěpí, čímž vzniká 16 genotypů, z nichž čtyři nemají dominantní alelu genu rezistence a projevují se jako náchylné. U ostatních genotypů při stále přítomnosti jednoho genu supresoru vzniká v kombinaci s druhým štěpícím genem supresorem a štěpícím genem rezistence, stejně jako u nekritického potomstva, ve dvou případech sestava potlačující projev rezistence. Štěpný poměr náchylných a rezistentních rostlin je pak 6 : 10. Pomocí χ^2 -testu byl tento štěpný poměr u „náchylných“ kritických potomstev potvrzen. Odvození štěpného poměru u potomstva s chromozomem nesoucím gen rezistence je obtížnější, poněvadž některé z heterozygotních sestav genu jsou pravděpodobně ty, u nichž je projev rezistence potlačován supresory, a u tohoto potomstva je kritický chromozom s genem rezistence cca v 73 % případů v monosomické sestavě, a gen rezistence má tudíž hemizygotní sestavu, která se může chovat obdobně jako sestava heterozygotní. Získaným výsledkům nejvíce odpovídá štěpný poměr 3 : 13.

Rezistence k chorobám je obvykle považována za geneticky jednoduše (monogenně či oligogenně) založenou a uvažuje se jen o genech rezistence. Citlivější metody, jako jsou monosomické analýzy apod., však ve většině případů ukazují na složitější genetické založení, než ukazují klasické hybridologické metody. Velmi často se zjišťují geny, které rezistenci snižují. Geny snižující rezistenci ke rzi popsal Kerber, Green (1980), Dyck (1982), Johnson, Dyck (1984), Worland (1987) a další. Řada genetických analýz

uskutečněná na našem pracovišti rovněž prokázala působení více genů včetně genů supresorů (Košner, Bartoš, 1982a, b, 1983a, b, 1987, 1989, 1995; Bartoš, Košner, 1995).

Gen rezistence je podle výsledků monosomické analýzy a její výše uvedené interpretace lokalizovaný na chromozomu 1A. Na tomto chromozomu byl dosud lokalizován pouze gen *Lr10* z celkového počtu 50 katalogizovaných specifických genů rezistence ke rzi pšeničné (McIntosh et al., 1998). Dosud získané výsledky testů odrůdy Siria neumožňují jednoznačný závěr, zda jde o stejný gen i v této odrůdě. Tento problém bude předmětem dalších analýz, v nichž bude kromě klasických metod genetiky použito i metod molekulárních, neboť markery pro gen *Lr10* již byly připraveny (Schachermayer et al., 1997).

LITERATURA

- BARTOŠ, P. – KOŠNER, J. (1995): Monosomic analysis of resistance to stem rust in the winter wheat cultivar Zdar (Boheme). *Cereal Rusts and Powdery Mildews Bull.*, 23, part 1: 1–4.
- BARTOŠ, P. – HANUŠOVÁ, R. – STUHLÍKOVÁ, E. (1996): Fyziologická specializace rzi pšeničné (*Puccinia persistens* Plow. var. *triticea* (Eriks.) Urban a Marková) v České republice v letech 1994–1995. *Ochr. Rostl.*, 32: 187–200.
- BARTOŠ, P. – HANUŠOVÁ, R. – STUHLÍKOVÁ, E. (1998): Virulence of wheat leaf rust population in the Czech Republic in 1996. *Pl. Protect. Sci.*, 34: 21–26.
- DYCK, P. L. (1982): Genetic inhibition of expression of resistance gene *Lr23* in wheat to *Puccinia recondita*. *Can. J. Pl. Sci.*, 62: 210–220.
- JOHNSON, R. – DYCK, P. L. (1984): Resistance to yellow rust in *Triticum spelta* var. *album* and bread wheat cultivars Thatcher and Lee. In: VIth Europ. and Mediterr. Cereal Rusts Conf., Grignon (France), 4–7 September: 71–74.
- KERBER, E. R. – GREEN, G. J. (1980): Suppression of stem rust resistance in the hexaploid wheat cv. Canthatch by chromosome 7 DL. *Can. J. Bot.*, 58: 1347–1350.
- KOŠNER, J. – BARTOŠ, P. (1982a): Monosomic analysis of stem rust resistance in the wheat cultivar Almus. *Euphytica*, 31: 956–970.
- KOŠNER, J. – BARTOŠ, P. (1982b): Monosomická analýza a studium dědičnosti rezistence ke rzi travní u pšenice odrůdy Kavkaz. *Genet. a Šlecht.*, 18: 101–108.
- KOŠNER, J. – BARTOŠ, P. (1983a): Analýza dědičnosti rezistence pšenice odrůdy Slavíka ke rzi travní rase 11. *Genet. a Šlecht.*, 19: 1–12.
- KOŠNER, J. – BARTOŠ, P. (1983b): Analýza dědičnosti rezistence pšenice odrůdy Slavíka ke rzi travní rase 21. *Genet. a Šlecht.*, 19: 87–94.
- KOŠNER, J. – BARTOŠ, P. (1987): Monosomic analysis of resistance to stem rusts race 11 in the spring wheat cultivar Sylva. *Cereal Rusts Bull.*, 15: 10–11.
- KOŠNER, J. – BARTOŠ, P. (1989): Studium genetiky rezistence ke rzi pšeničné u odrůdy pšenice Rena při použití monosomické analýzy. *Genet. a Šlecht.*, 25: 111–116.

- KOŠNER, J. – BARTOŠ, P. (1995): Monosomic analysis of leaf rust resistance in the spring wheat cultivar Sylva. *Genet. a Šlecht.*, 31: 11–16.
- McINTOSH, R. – HART, G. E. – DEVOS, K. M. – GALE, M. D. – ROGERS, W. Y. (1998): Catalogue of gene symbols for wheat. In: Proc. 9th Int. Wheat Genetics Symp., Saskatoon, Saskatchewan, Canada, 2–7th August.
- SCHACHERMAYR, G. – FEUILLET, C. – KELLER, B. (1997): Molecular markers for the detection of the wheat leaf rust resistance gene *Lr10* in diverse genetic backgrounds. *Molec. Breeding*, 3: 65–74.
- STAKMAN, E. C. – STEWART, D. M. – LOEGERING, W. Q. (1962): Identification of physiologic races of *Puccinia graminis* var. *tritici*. *Minn. Agr. Exp. Sci. J. Ser. Paper*: 4691.
- WORLAND, A. J. (1987): Progress Report. Disease Resistance, EWAC Newsletter. In: Proc. EWAC Conf., Martonvásár: 21–22.

Došlo 4. 11. 1998

Kontakní adresa:

Ing. Jindřich Košner, CSc., Výzkumný ústav rostlinné výroby, 161 06 Praha 6-Ruzyně, Česká republika, tel.: 02/33 02 23 21, fax: 02/33 02 22 86

HORDEINOVÝ A ESTERÁZOVÝ POLYMORFISMUS ODRŮD JEČMENE REGISTRovaných V ROCE 1997 V ČESKÉ REPUBLICE

HORDEIN AND ESTERASE POLYMORPHISM OF BARLEY VARIETIES
REGISTERED IN THE CZECH REPUBLIC IN 1997

J. Bradová, S. Sýkorová, A. Šašek

Research Institute of Crop Production, Prague-Ruzyně, Czech Republic

ABSTRACT: Patterns of storage proteins (hordeins) were compared by the method of electrophoresis in gels in 37 spring and 13 winter barley varieties registered in the Czech Republic. Alleles of four esterase loci were determined in this set of varieties. Applying hordein signal genes, the evaluated varieties were described as pure lines or populations in terms of their genetic structure. Alleles of esterase loci were used for detailed characterization and discrimination of hordein identical varieties and lines. Electrophoresis of hordein and esterase genetic markers is a suitable method to determine varietal authenticity, purity of seed lots or commercial seed, and to marker commercially important traits and properties.

common barley; varieties; characterization; discrimination; hordeins; esterases; electrophoresis

ABSTRAKT: Pomocí elektroforézy na gelových nosičích byla porovnávána spektra zásobních bílkovin (hordeinů) 37 odrůd jarního a 13 odrůd ozimého ječmene registrovaných v České republice. U tohoto souboru odrůd byly stanoveny alely čtyř esterázových lokusů. Pomocí hordeinových signálních genů byla stanovena genetická struktura hodnocených odrůd jako čistých linií či populací. Pro detailnější charakterizaci a rozlišení hordeinově identických odrůd a linií byly použity alely esterázových lokusů. Elektroforéza hordeinových a esterázových genetických markerů se ukazuje jako vhodná metoda ke stanovení odrůdové pravosti, čistoty dávek osiv či merkantilu, a k markerování hospodářsky významných znaků a vlastností.

ječmen setý; odrůdy; charakterizace; rozlišení; hordeiny; esterázy; elektroforéza

ÚVOD

Ekonomický význam odrůd si vyžádal přijetí právních norem, které podmiňují vývoj, výrobu a využití odrůd zemědělských plodin. Právní normy pak charakterizují odrůdu především odlišností od jiných odrůd, homogenitou a stálostí. Dosavadní kritéria odlišnosti, homogenity a stálosti odrůd jednotlivých plodin jsou v současné době doplňována kritérii biochemickými. V roce 1998 již byla přijata ČSN 46 1085, která určuje postup při laboratorním stanovení hordeinů ječmene elektroforézou v gelových nosičích.

K rutinní identifikaci odrůd ječmene setého se jeví v současné době jako běžně použitelná metoda hordeinových signálních genů realizovaná elektroforézou v gelových nosičích (Černý et al., 1996). Určitou nevýhodou je však relativně nižší polymorfismus hordeinů, což se projevuje výskytem identických (cca 20%) elektroforetických spekter odrůd. Proto je identifikaci hordeinově shodných odrůd ječmene vhodné doplnit o další genetické markery, např. některé enzymy.

Cílem práce proto byla inovace a upřesnění zmíněných biochemických kritérií, tj. doplnění katalogů hor-

deinových a esterázových signálních genů využitelných při identifikaci jarních a ozimých odrůd ječmene setého registrovaných v roce 1997 v ČR, s možností stanovení odrůdové pravosti a čistoty dávek osiv či merkantilu a markerování hospodářsky významných znaků a vlastností.

MATERIÁL A METODY

Přehled hodnocených jarních a ozimých odrůd ječmene včetně jejich původu, roku registrace a rodokmeneu je uveden v tab. I.

Pro elektroforetické analýzy hordeinů byly použity ramšové vzorky osiv dodané ÚKZÚZ v roce 1993. U jarních odrůd registrovaných v letech 1995 a 1997 a u ozimých odrůd registrovaných v roce 1996 byly použity ramšové vzorky osiv dodané ZVÚ Kroměříž, s. r. o. (tab. I). Z průměrných vzorků osiva (po 100 g) bylo náhodně odebráno pro elektroforetické analýzy hordeinů 25 zrn.

K rozborům jarních odrůd ATRIBUT, FAMIN, OLBRAM, PEJAS, DITTA, KRONA a SIGNAL registro-

I. Charakteristika odrůd ječmene setého registrovaných v roce 1997 v České republice – Characteristics of common barley varieties registered in the Czech Republic in 1997

Název odrůdy ¹	Země původu ²	Rok registrace ³	Původ – rodokmen ⁴
Jarní odrůdy ⁵			
AKCENT	CSK	1992	HVS 827 x EP 79
AMULET	CZE	1995	HE-2591 x SALOME
ATRIBUT	CZE	1996	KM V 3/83 x BR 2174
DITTA	DEU	1996	AC 1754 x APEX
DONUM*	SVK	1993	HVS 55924/75 x RUBÍN
FAMIN	CZE	1996	ST-145 x CE 597
FORUM	CZE	1993	H 387/75 x (HÓRPÁTSI KÉTSŐROS x H 1721/78)
GALAN	CSK	1990	K 2567 x HE 1428
HERAN	CSK	1992	HE 3380 x SALOME
HORAL*	CSK	1982	(/SLADÁR x MINERVA/ x /SLADÁR x AMSEL/) x F.U.D.II.
JAREK	CSK	1987	(KM 1192 x SLADÁR) x OPÁL
JASPIS*	CSK	1986	ST 6984/72 x OPÁL
JUBILANT	CSK	1991	SK 1952 x HVS 1461
KOMPAKT	SVK	1995	GALAN x KM-A 10
KRONA	DEU	1996	(/NEBI x 11827-80/ x 29314-78) x GIMPEL
KRYSTAL	CSK	1981	KORÁL x RAPID
LADIK	CSK	1992	KM 341 x KM 788-1023/83
LUMAR	CZE	1995	KM 341 x BR 2174
MALVAZ	CSK	1989	(Z 8/75 x 293/77) x P 1447/77
NOVUM	CSK	1988	(F.U.D.II. x GERDA) x (8/70 x KRYSTAL)
OLBRAM	CZE	1996	HVS 1703/82 x BR 2174
ORBIT	CSK	1986	(Rtg. mut. SLOVENSKÝ 802 x SLADÁR) x (DIAMANT x MONTE CHRISTO) x (VALTICKÝ x EKONOM)
PAX	SVK	1994	SK 1952-6-82 x LENKA
PEJAS	CZE	1996	PERUN x JASPIS
PERUN	CSK	1987	Kř. 1728 x KARÁT
PRIMUS	CZE	1995	JASPIS x E 1197/85
PROFIT	CSK	1988	KORAL x HE 357 x (JULIANE x JANTAR))
RUBÍN	CSK	1982	VALTICKÝ 6 KV x (ALGERIAN x VALTICKÝ)) x F. UNION x (DIAMANT x /DIAMANT x Hadmersleben St. 1370.3/64/3/)
SCARLETT	DEU	1997	AMAZONE x (ST. x KYM)
SIGNAL	AUT	1996	GRAND PRIX x WW 6702
SLADKO	CSK	1992	SK-2043-38-78 x HVS 827/77
STABIL	SVK	1993	ORBIT x HE 2592
SVIT	CSK	1992	SK-TR 1147 x KM 605
TOLAR	CZE	1997	HE 4710 x HVS 78267/83
TERNO	CSK	1991	S 170/74 x OPÁL
VIKTOR	CZE	1994	KM 341 x KM 788-1023/83
Jen pro vývoz osiva do roku 1996 ⁶			
MARS	CSK	1990	ST 9060/70 x ABED x LOFA
Ozimé odrůdy víceřadě ⁷			
AGRILO	DEU	1997	(22881 x IGRI) x 04030
BORWINA	DEU	1983	(VALJA x VOGGEL SANGER GOLD) x HOHENTHURUM 7246
KAMIL	CZE	1993	BORWINA x HVW 1040
KROMIR	CZE	1995	výchozí mat. lin. K 20667. Mironovka. Rusko
KROMOZ	CSK	1992	ERFA x HVW 759
LUNET	CSK	1990	(FIRLBECK ASCHID x ENGELENS DEA) x ENGELENS SENTA
LUXOR	CZE	1996	LU-27 x LU-16

Název odrůdy ¹	Země původu ²	Rok registrace ³	Původ – rodokmen ⁴
OKAL	CSK	1992	RUBINA x HVW 860
SIGRA	DDR	1986	DUNJA x OGRA
Ozimé odrůdy dvouřadě ⁸			
BABYLONE	NLD	1997	MARINKA x W 7672-1067-2
MARINKA	NLD	1993	(ALPHA x SUP 674) x MALTA (CEBECO) N
MARNA	FRA	1996	METRO x FLAMENCO
MONACO	FRA	1995	MOGADOR x 1055

Vysvětlivky: země původu uvedeny podle ISO 3166 + rozšířeného kódu; ³ zrušena registrace k 1. 7. 1997

Explanatory notes: Countries of origin are indicated in agreement with ISO 3166 + extended code; ³ registration cancelled on 1st July 1997

¹ variety name, ² country of origin, ³ year of registration, ⁴ pedigree, ⁵ spring varieties, ⁶ only for seed exports by 1996, ⁷ multi-rowed winter varieties, ⁸ two-rowed winter varieties

vaných v roce 1996 (tab. I) byly použity klasové vzorky po 100 klasech, které v roce 1994 zařadil ÚKZÚZ do zkoušek D-U-S pro registraci odrůd. Elektroforetická byla hodnocena jedna až tři zrna z každého klasu.

Pro stanovení alel esterázových lokusů byly použity sedmídenň listy studovaných odrůd. Jako standardy esterázových alel sloužily zahraniční odrůdy ATLAS, DROST, LYALLPUR, MELOY, RIKOTE a TERN. Podmínky pěstování klíčících rostlin popsali Š ý k o r o v á a Š a š e k (1996).

Hordeinová elektroforetická spektra byla získána částečně upraveným postupem vertikální elektroforézy ve sloupcích škrobového gelu s Al-laktátovým pufrům o pH 3,1 a s 2 mol močoviny na 1 l pufru (P o m o r c e v et al., 1985; Š a š e k , Š ý k o r o v á , 1989).

Jednotlivé hordeinové zóny byly charakterizovány jejich relativní elektroforetickou mobilitou (REM) a intenzitou zbarvení zón. Hodnoty REM byly stanoveny ve vztahu ke gliadinové zóně s REM 55,0, determinované lokusem Gld 1D (Š a š e k , Č e r n ý , 1983). Alelické bloky zón hordeinů HRD-A, HRD-B, HRD-F, HRD-D, HRD-E, HRD-C a HRD-G byly vyčleněny z elektroforetických hordeinových spekter podle katalogu alelických hordeinových bloků, získaných škrobovou gelovou elektroforézou (P o m o r c e v et al., 1985), a byly charakterizovány hodnotami REM a intenzitou zbarvení zón.

Alely esterázových lokusů Est 1, Est 2, Est 4 a Est 5 byly stanoveny v plotně polyakrylamidového gelu s tris-glycin pufrům při pH 8,3. Jednotlivé esterázové alely byly detekovány popsaným postupem a identifikovány podle odrůd – standardů (Š ý k o r o v á , Š a š e k , 1996). Esterázové linie studovaných odrůd byly označeny písmenem „c“ a pořadovým číslem v rámci odrůdy.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Soubory vyčleněných alelických hordeinových bloků zón a alely esterázových lokusů jarních a ozimých odrůd ječmene jsou uvedeny v tab. II a III. V tab. IV a V jsou uvedeny přehledy skupin hordeinově identických odrůd a linií jarního a ozimého ječmene. Získaná

elektroforetická spektra hordeinů a charakteristiky zjištěných alelických hordeinových bloků (REM a intenzita zbarvení) jsou publikovány v metodické práci autorů Č e r n ý a Š a š e k (1998a).

Genetická struktura hodnocených odrůd

Pomocí signálních hordeinových genů lze hodnotit genetickou strukturu odrůd ječmene jako čisté linie homogenní ve skladbě hordeinů či jako populace hordeinově polymorfní. Počet hordeinových linií a jejich relativní četnost v odrůdové populaci jsou významné pro identifikaci odrůd hodnocených ve vzorku elektroforetickou analýzou hordeinů. Některé odrůdy se totiž neliší spektrem hordeinových linií, ale jejich podílem v odrůdě (Š a š e k et al., 1990a, b).

Bílkovinné signální geny navíc představují i markery pro některé hospodářsky významné znaky a vlastnosti genotypu, jichž může být využito pro záměrnou konstrukci odrůdy s požadovanými vlastnostmi (Č e r n ý , Š a š e k , 1998b).

Z celkového počtu 37 odrůd jarního typu (tab. II) je 21 odrůd (57 %) homogenních ve skladbě hordeinů a lze je charakterizovat jako čisté linie. Jedná se o odrůdy AKCENT, AMULET, DITTA, FAMIN, FORUM, GALAN, HORAL, JAREK, JASPIS, KRONA, KRYS-TAL, LADIK, LUMAR, MALVAZ, MARS, NOVUM, ORBIT, PAX, PROFIT, RUBÍN a TOLAR. Jak je patrné z tab. II, u některých odrůd (AKCENT, FORUM, LADIK, NOVUM, ORBIT, RUBÍN) byl zjištěn určitý podíl heterozygotních zrn.

K odrůdám složeným z jedné hlavní a jedné či více vedlejších hordeinových sublinií (ve statisticky neprůkazném zastoupení) patří odrůdy ATRIBUT a JUBILANT.

Odrůdy HERAN, KOMPAKT, OLBRAM, PEJAS, PERUN, SCARLETT, SIGNAL, SLADKO, SVIT, TERNO a VIKTOR jsou charakterizovány dvěma hlavními liniemi. Zbývající odrůdy DONUM, PRIMUS, STABIL se vyznačují vyšším hordeinovým polymorfismem. Skládají se ze tří i více hordeinových linií.

II. Hordeinové a esterázové genetické markery jarních odrůd ječmene setého registrovaných v České republice – Hordein and esterase genetic markers of spring varieties of common barley registered in the Czech Republic

Název odrůdy ¹	Hordeinová linie ²		HRD alelické bloky zón ³			Minoritní Hrd geny ⁴	Esterázové linie ⁵	Alely esterázových lokusů ⁶			
	n	%	A	B	F			Est-1	Est-2	Est-4	Est-5
AKCENT	A	94	12	21	1		e 1 e 2	Ca Ca	Dr Fr	Su Su	Pi Pi
AMULET	A	100	12	47	1	E, C	e 1	Ca	Dr	Su	Pi
ATRIBUT	A	95	21	25	1	E, C	e 1	Ca	Dr	Su	null
	(B)	2	2	25	1						
	(C)	1	2	47	1						
	(D)	2	12	47	1						
DITTA	A	100	32	21	1		e 1	Pr	Dr	Su	Pi
DONUM	A	41	4	45	3	E	e 1	Ca	Fr	Su	Pi
	B	28	2	29	3	E					
	C	18	2	45	3	E					
FAMIN	A	100	12	21	1		e 1	Ca	Dr	Su	Pi
FORUM	A	98	N1	8	2		e 1	Pr	Fr	Su	Pi
GALAN	A	100	2	19	1		e 1	Pr	Fr	Su	Pi
HERAN	A	70	2	47	1	E	e 1	Ca	Fr	At	Pi
	B	23	2	47	1						
HORAL	A	100	12	21	1		e 1	Ca	Fr	Su	Ri
JAREK	A	100	2	19	1		e 1	Ca	Fr	Su	Ri
JASPIS	A	100	21	25	1		e 1	Ca	Fr	At	Ri
JUBILANT	A	96	N2	29	3		e 1	Ca	Fr	Su	Te
	(B)	4	23	29	3						
KOMPAKT	A	58	2	19	1		e 1	Pr	Fr	Su	Pi
	B	29	2	3	2						
KRONA	A	100	23	29	3	E	e 1	Ca	Fr	Su	Pi
KRYSTAL	A	100	32	21	0		e 1	Ca	Un	Nz	Pi
LADIK	A	95	23	21	1	G ⁺	e 1	Ca	Fr	Su	Pi
LUMAR	A	100	5	17	3		e 1	Ca	Fr	At	Ri
MALVAZ	A	100	2	17	3		e 1	Ca	Fr	Su	Pi
NOVUM	A	95	32	21	0		e 1	Ca	Un	Nz	Pi
OLBRAM	A	65	4	21	1	G	e 1	Ca	Dr	Su	Me
	B	22	5	17	2						
ORBIT	A	91	21	25	1		e 1	Ca	Fr	At	Pi
PAX	A	100	2	19	1		e 1	Pr	Fr	Su	Pi
PEJAS	A	79	2	47	1	E	e 1	Ca	Fr	Su/At	Pi ⁺
	B	14	2	47	1						
PERUN	A	78	2	47	1	E	e 1	Ca	Fr	Su	Pi
	B	22	2	47	1						
PRIMUS	A	66	21	25	1		e 1	Ca	Fr	Su	Ri
	B	28	2	25	1		e 2	Ca	Fr	Su	Pi
	C	6	2	19	1		nestanoveno ⁷				
PROFIT	A	100	2	25	1		e 1	Ca	Fr	Su	Pi
							e 2	Pr	Fr	Su	Pi
							e 3	Ca	Fr	At	Pi
RUBÍN	A	92	4	45	3		e 1	Ca	Fr	Su	Pi
SCARLETT	A	70	2	8	2		e 1	Pr	Fr	Su	Pi
	B	30	2	N1	1						

Název odrůdy ¹	Hordeinová linie ²		HRD alelické bloky zón ³			Minoritní Hrd geny ⁴	Esterázové linie ⁵	Alely esterázových lokusů ⁶			
	n	%	A	B	F			Est-1	Est-2	Est-4	Est-5
SIGNAL	A	84	N3	N2	1		e 1	Ca	Fr	At	Pi
	B	16	N3	29	3						
SLADKO	A	89	12	21	1	G ⁹	e 1	Ca	Dr	Su	Ri
	B	11	12	21	1	E ⁹ , G ⁹					
STABIL	A	49	2	47	1		e 1	Ca	Fr	At	Pi
	B	13	N2	47	1		e 2	Ca	Dr	Su	Ri
	C	27	21	25	1		e 3	Ca	Fr	Su	Pi
	D	8	2	25	1						
SVIT	A	40	2	47	1	E	e 1	Ca	Fr	Su	Pi
	B	60	2	47	1						
TERNO	A	57	21	(17)	2		e 1	Ca	Fr	Su	Pi
	B	35	2	(17)	2						
TOLAR	A	100	2	19	1		e 1	Ca	Fr	Su	Pi
VIKTOR	A	63	2	17	3		e 1	Ca	Fr	At	Pi
	B	37	2	17	3	E	e 2	Ca	Fr	Su	Pi
MARS	A	100	2	7	2		e 1	Ca	Dr	Su	Me

⁹ Alela velmi slabě vyjádřena – Very feeble allele expression

¹ variety name, ² hordein line, ³ HRD allelic blocks of zones, ⁴ Hrd minor genes, ⁵ esterase lines, ⁶ alleles of esterase loci, ⁷ not determined

III. Hordeinové a esterázové genetické markery ozimých odrůd zejména setého registrovaných v České republice – Hordein and esterase genetic markers of winter varieties of common barley registered in the Czech Republic

Název odrůdy ¹	Hordeinová linie ²		HRD alelické bloky zón ³			Minoritní Hrd geny ⁴	Esterázové linie ⁵	Alely esterázových lokusů ⁶			
	n	%	A	B	F			Est-1	Est-2	Est-4	Est-5
Ozimé odrůdy – víceřadé ⁷											
AGRILO	A	100	3	N1	1		e 1	Pr	Fr	Su	Pi
BORWINA	A	100	14	3	2		e 1	Ca	Fr	Su	null
KAMIL	A	100	14	3	2		e 1	Ca	Fr	Su	Pi
KROMIR	A	83	3	N1	1						
	B	8	3	3	2		e 1	Ca	Fr	At	null
	C	8	2	3	2						
KROMOZ	A	53	3	N1	1		e 1	Ca	Fr	At	null
	B	37	3	N1	1	C ⁸					
LUNET	A	100	14	3	2		e 1	Ca	Fr	Su	Pi
LUXOR	A	100	3	N1	1		e 1	Pr	Fr	Su	null
OKAL	A	100	3	N1	1		e 1	Pr	Fr	Su	null
SIGRA	A	93	3	N1	1		e 1	Pr	Fr	Su	Pi
	B	7	3	N1	1	C ⁸					
Ozimé odrůdy – dvouřadé ⁸											
BABYLONE	A	100	21	3	2		e 1	Pr	Fr	Su	Pi
MARINKA	A	100	3	3	2		e 1	Ca	Fr	Su	Pi
MARNA	A	100	3	N1	1		e 1	Ca	Dr	Su	Tc
MONACO	A	100	3	3	2		e 1	Ca	Dr	Su	Pi

⁸ Alela velmi slabě vyjádřena – Very feeble allele expression

¹ variety name, ² hordein line, ³ HRD allelic blocks of zones, ⁴ Hrd minor genes, ⁵ esterase lines, ⁶ alleles of esterase loci, ⁷ winter varieties – multi-rowed, ⁸ winter varieties – two-rowed

Určitý stupeň hordeinového polymorfismu byl zjištěn i u odrůd ozimého ječmene (tab. III). Ze 13 sledovaných odrůd ozimého ječmene jsou odrůdy AGRILO, BABYLONE, BORWINA, KAMIL, LUNET, LUXOR, OKAL, MARINKA, MARNA a MONACO hordeinově homogenní a představují čisté linie. Jejich četnost tedy činí 77 %. Heterogenita byla zjištěna u odrůd KROMIR, KROMOZ a SIGRA. Tyto odrůdy vykazují dvě, popř. tři hordeinové linie.

Enzymový systém esteráz (E.C.3.1.1.?) je u ječmene jedním z nejméně polymorfních – ze zjištěných 10 lokusů mají téměř všechny více než dvě alely (Brown, 1983). Hvid a Nielsen (1977) navrhli názvosloví enzymových lokusů a alel, které je založeno na etalových nosičích alel – standardních odrůdách ječmene. Brown (1983) uvádí tuto chromozomovou lokalizaci esterázových lokusů u ječmene: Est 1, 2, 4, 6, 10 na chromozomu 3, Est 3 a 5 na chromozomu 1, Est 7 na chromozomu 2 a Est 9 na chromozomu 7. Pro Est 8 nebyla chromozomová lokalizace dosud stanovena.

V tab. II jsou rovněž uvedeny alely esterázových lokusů Est 1, Est 2, Est 4 a Est 5 u 37 jarních odrůd ječmene. V tomto souboru bylo nalezeno 32 odrůd (86 %) esterázově jednonliniových, zatímco u 5 odrůd – AKCENT, PRIMUS.PROFIT, STABIL a VIKTOR – byla zjištěna více než jedna esterázová linie. Odrůdy AKCENT a PROFIT jsou hordeinově jednonliniové, avšak u odrůdy AKCENT byly nalezeny dvě esterázové linie, odlišující se alelami Dr a Fr v lokusu Est 2, u odrůdy PROFIT pak tři esterázové linie, odlišující se vzájemně alelami v lokusech Est 1 a Est 4 (tab. II). Vlastností takto vyčleněných esterázových linií budou dále studovány. U tří hordeinově víceliniových odrůd PRIMUS, STABIL a VIKTOR byly pro příslušné hordeinové linie zjištěny i individuální esterázové linie (s výjimkou hordeinové linie PRIMUS C, u které esterázové alely nemohly být stanoveny pro nedostatek materiálu). U hordeinových linií A a B odrůdy STABIL byly rovněž nalezeny příslušné esterázové linie, odlišné dokonce ve třech lokusech (Est 2, 4, 5), přestože se hordeinové linie lišily pouze v jednom hordeinovém lokusu. Podobným příkladem jsou i hordeinově velmi blízké linie A a B odrůdy VIKTOR s esterázovými liniemi odlišnými pouze v jednom lokusu.

U hordeinově víceliniových odrůd ATRIBUT, DONUM, HERAN, JUBILANT, KOMPAKT, OLBRAM, PEJAS, PERUN, SCARLETT, SIGNAL, SLADKO, STABIL, SVIT a TERNO byla pro všechny hordeinové linie příslušné odrůdy nalezena vždy jedna esterázová linie (tab. II), což svědčí o genetické blízkosti (sesterském charakteru) hordeinových linií v rámci jedné odrůdy.

V souboru ozimých víceřadých a dvouřadých odrůd ječmene (tab. III) nebyl zjištěn polymorfismus z hlediska esterázových lokusů u žádné hordeinově homogenní odrůdy, ani nebyl zjištěn případ individuálních esterázových linií pro jednotlivé hordeinové linie, jako tomu bylo v souboru jarních odrůd. Naopak u hordeinově víceliniových odrůd bylo zjištěno, že jsou esterázově homogenní, což svědčí o jejich sesterském charakteru.

Jedná se o hordeinové linie odrůd KROMIR, KROMOZ a SIGRA.

Odrůdová specifická hordeinových a esterázových elektroforetických spekter

Hordeiny se ve srovnání s pšeničnými gliadiny vyznačují nižší genetickou variabilitou (Černý, Šašek, 1988). Jejich rozlišovací schopnost při identifikaci odrůd je proto ve srovnání s gliadiny rovněž nižší a projevuje se vyšší četností odrůd, linií s identickým hordeinovým elektroforetickým spektrem. Takové odrůdy s identickou skladbou hordeinů nelze běžným postupem jednorozměrné elektroforézy rozlišit.

Shodná elektroforetická spektra byla zjištěna u odrůd a hordeinových linií jarního ječmene: 1. FAMIN

IV. Skupiny hordeinově identických odrůd a linií ječmene s alelami esterázových lokusů – jarní odrůdy – Groups of hordein identical barley varieties and lines with alleles of esterase loci – spring varieties

Skupina ¹	Odrůda ²	Esterázové alely na lokusech ³			
		Est 1	Est 2	Est 4	Est 5
1.	FAMIN	Ca	Dr	Su	Pi
	HORAL	Ca	Fr	Su	Ri
2.	ATRIBUT (C)	Ca	Dr	Su	null
	HERAN B	Ca	Fr	At	Pi
	PEJAS B	Ca	Fr	Su	null
	PERUN A	Ca	Fr	Su	Pi
	STABIL A	Ca	Fr	At	Pi
3.	SVIT A	Ca	Fr	Su	Pi
	KRYSTAL	Ca	Un	Nz	Pi
4.	NOVUM	Ca	Un	Nz	Pi
	DONUM A	Ca	Fr	Su	Pi
5.	RUBÍN	Ca	Fr	Su	Pi
	ATRIBUT A	Ca	Dr	Su	null
	JASPIŠ	Ca	Fr	At	Ri
	ORBIT	Ca	Fr	At	Pi
	PRIMUS A	Ca	Fr	Su	Ri
6.	STABIL C	Ca	Fr	Su	Pi
	GALÁN	Pr	Fr	Su	Pi
	JAREK	Ca	Fr	Su	Ri
	KOMPAKT A	Pr	Fr	Su	Pi
	PAX	Pr	Fr	Su	Pi
7.	PRIMUS C	nestanoveno ⁴			
	TOLAR	Ca	Fr	Su	Pi
	MALVAZ	Ca	Fr	Su	Pi
	VIKTOR A	Ca	Fr	At	Pi
8.	ATRIBUT (B)	Ca	Dr	Su	null
	PRIMUS B	Ca	Fr	Su	Pi
	PROFIT	Ca/Pr	Fr	Su/At	Pi
	STABIL D	Ca	Fr	Su	Pi

¹group, ²variety, ³esterase alleles on loci, ⁴not determined

a HORAL (HRD A 12-HRD B 21-HRD F1), 2. ATRIBUT (C), HERAN B, PEJAS B, PERUN A, STABIL A, SVIT B (HRD A 2-HRD B 47-HRD F 1), 3. KRYSTAL, NOVUM (HRD A 32-HRD B 21-HRD F 0), 4. DONUM A, RUBÍN (HRD A-HRD B 45-HRD F 3), 5. ATRIBUT A, JASPIS, ORBIT, PRIMUS A, STABIL C (HRD A 21-HRD B25-HRD F 1), 6. GALAN, JAREK, KOMPAKT A, PAX, PRIMUS C, TOLAR (HRD A2- HRD B 19- HRD F1), 7. MALVAZ, VIKTOR A (HRD A 2-HRD B17-HRD F 3), 8. ATRIBUT (B), PRIMUS B, PROFIT, STABIL D (HRD A2-HRD B25-HRD F 1) (tab. IV).

Hordeinově víceliniové odrůdy-populace lze elektroforézou hordeinů rozlišit zjištěním jejich linií-komponent, které se u těchto odrůd-populací liší relativním zastoupením a zejména odlišnou skladbou hordeinových genů.

U odrůdy FORUM, JUBILANT, SIGNAL a STABIL byly v hordeinových lokusech A, B a F zjištěny nové hordeinové bloky, které jsou předmětem dalšího studia.

U odrůd ozimého ječmene jsou hordeinově shodné víceřadé odrůdy: 1. BORWINA, KAMIL a LUNET (HRD A 14-HRD B3-HRD F2), 2. AGRILO, KROMIR A, KROMOZ A, LUXOR, OKAL, SIGRA A a dvouřadá odrůda MARNÁ (HRD A 3- HRD B N1-HRD F1), 3. KROMIR B a ozimé dvouřadé odrůdy MARINKA a MONACO (HRD A 3-HRD B3-HRD F2). U řady odrůd byl identifikován nový (HRD BN1) hordeinový blok (tab. V) (Černý, Šašek, 1998a).

Odrůdy-populace KROMIR, KROMOZ a SIGRA mají po jedné hordeinově totožné linii A (HRD A3-HRD BN1-HRD F1). Dají se však vzájemně rozlišit pomocí dalších linií B, resp. C.

Významné je potvrzení dřívějších poznatků (Černý et al., 1993a, b), že odrůdy ječmene ozimého se dají rozlišit elektroforézou hordeinů od odrůd ječmene jarního. Pro ozimé odrůdy je charakteristická vysoká četnost alelických bloků HRD A14 a HRD A3, které nebyly zjištěny u tuzemských odrůd ječmene jarního.

K rozlišení odrůd s identickými hordeinovými elektroforetickými spektry je možné použít další bílkovinné genetické markery, např. gluteliny (Pomorčev et al., 1987), izoenzymy (Jones, 1987) či RFLP markery (Heun et al., 1991).

V tab. IV a V jsou uvedeny skupiny hordeinově identických genotypů (odrůd a linií) jarního a ozimého ječmene s jejich esterázovými alelami. U jarních odrůd je to osm skupin, u ozimých víceřadých a dvouřadých odrůd tři skupiny. Tučně jsou vtištěny odlišné alely, avšak v některých skupinách není pomocí těchto markerů jednoznačné odlišení možné, např. KRYSTAL, NOVUM (skupina 3), DONUM, RUBÍN (skupina 4), ze 6. skupiny lze odlišit pouze JAREK od ostatních odrůd, zcela identické jsou MALVAZ a VIKTOR D (7. skupina), z 8. skupiny lze odlišit pouze ATRIBUT B a STABIL D.

U ozimých odrůd lze z 1. skupiny odlišit odrůdu BORWINA od ostatních dvou odrůd, z 2. skupiny lze odrůdy odlišit pouze skupinově, odrůdy 3. skupiny je možné rozlišit zcela jednoznačně.

V. Skupiny hordeinově identických odrůd a linií ječmene s alelami esterázových lokusů – ozimé odrůdy – Groups of hordein identical barley varieties and lines with alleles of esterase loci – winter varieties

Skupina ¹	Odrůda ²	Esterázové alely na lokusech ³			
		Est 1	Est 2	Est 4	Est 5
1.	BORWINA	Ca	Fr	Su	null
	KAMIL	Ca	Fr	Su	Pi
	LUNET	Ca	Fr	Su	Pi
2.	AGRILO	Pr	Fr	Su	Pi
	KROMIR A	Ca	Fr	At	null
	KROMOZ A	Ca	Fr	At	null
	LUXOR	Pr	Fr	Su	null
	MARNA	Ca	Dr	Su	Te
	OKAL	Pr	Fr	Su	null
3.	SIGRA A	Pr	Fr	Su	Pi
	KROMIR B	Ca	Fr	At	null
	MARINKA	Ca	Fr	Su	Pi
	MONACO	Ca	Dr	Su	Pi

For 1–3 see Tab. IV

ZÁVĚR

Elektroforéza hordeinů a enzymů ječmene je rychlou a objektivní metodou pro stanovení genetické struktury odrůd (čisté linie, populace sesterských linií), což představuje velmi důležitou informaci pro šlechtění i pro právní ochranu odrůdy a veškeré další navazující procesy (např. obchod).

LITERATURA

- BROWN, A. H. D.: Barley. In: TANKSLEY, S. D. – ORTON, T. J. (eds.) 1983: Isozymes in plant genetics and breeding. Part B. Amsterdam. Elsevier Science Publ. B.V.: 57–77.
- ČERNÝ, J. – ŠAŠEK, A. (1988): Hordeinové markery ječmene setého. Genet. a Šlecht. 24: 1–X.
- ČERNÝ, J. – ŠAŠEK, A. (1998a): Stanovení odrůdové pravosti pšenice a ječmene elektroforézou genetických markerů. Metodiky ÚZPI, Praha (v tisku).
- ČERNÝ, J. – ŠAŠEK, A. (1998b): Využití elektroforetické analýzy BGM k charakteristice odrůd pšenice a ječmene. Praha. ÚZPI. 47 s.
- ČERNÝ, J. – ŠAŠEK, A. – ŠPUNAR, J. (1993a): Hordein protein electrophoresis identification of two-rowed spring barleys and multi-rowed winter barleys. Genet. a Šlecht., 29: 11–25.
- ČERNÝ, J. – ŠAŠEK, A. – HOUBA, N. – VEISHAUP, F. (1993b): Prolamine starch gel electrophoresis determination of varietal trueness a varietal purity in common wheat and common barley. Genet. a Šlecht., 29: 89–98.
- ČERNÝ, J. – ŠAŠEK, A. – BRADOVÁ, J. – PARÍZEK, P. (1996): Porovnání citlivosti konvenční metody testování homogenity odrůd ječmene s metodou signálních genů manifest

tovaných pomocí SGE a PAGE-ISTA. Genet. a Šlecht., 32: 115–122.

GÜNZEL, G. – FISCHBECK, G. (1979): Die Sortendiagnose am Gerstenkorn. Brauwissenschaft, 32: 226–232.

HAUZER, K. – ŠAŠEK, A. – KUBÁNEK, J. – ČERNÝ, J. (1987): Hordein characteristics of spring barley varieties grown in CSR. In: AUIPI-ISTA, IIIrd Int. Symp. Biochemical identification of varieties, Leningrad, 1.–8. 9. 1987: 114.

HEUN, M. – KENNEDY, A. E. – ANDERSON, J. A. – LAPITAN, N. L. V. – SORRELLS, M. E. – TANKSLEY, S. D. (1991): Construction of a restriction fragment length polymorphism map for barley (*Hordeum vulgare*). Genome, 34: 437–447.

HVID, S. – NIELSEN, G. (1997): Esterase isoenzyme variants in barley. Hereditas, 87: 155–162.

JONES, B. L. (1987): Identifying United States Malting barley varieties by electrophoresis of hordeins and esterase enzymes. In: AUIPI-ISTA, IIIrd Int. Symp. Biochemical identification of varieties, Leningrad, 1.–8. 9. 1987: 159.

POMORCEV, A. A. – LADOGINA, M. P. – NECVETAJEV, V. P. (1987): Storage protein electrophoresis in identification of barley varieties. In: AUIPI-ISTA, IIIrd Int. Symp. Biochemical identification of varieties, Leningrad, 1.–8. 9. 1987: 139.

POMORCEV, A. A. – NECVETAJEV, V. P. – SOZINOV, A. A. (1985): Polimorfizm kulturnogo jačmenja (*Hordeum vulgare* L.) po gordeinam. Genetika, 21: 629–639.

SOZINOV, A. A. – POPERELJA, F. A. (1978): Metodika vertikalnogo elektroforeza v krachmalnom gele, genetičeskij princip klassifikaciji gliadinov. Oděsa, VSGI.

SOZINOV, A. A. – METAKOVSKIJ, E. V. – POMORCEV, A. A. (1989): Problemy ispolzovanija blokov komponentov

prolamina v kačestve genetičeskich markerov u pšenicy i jačmenja. Selchozbiologija: 3–11.

SÝKOROVÁ, S. (1992): Elektroforetická spektra esteraz a kyselých fosfátů zrna povolených odrůd ječmene setého (*Hordeum vulgare* L.). Genet. a Šlecht., 31: 113–122.

SÝKOROVÁ, S. – HADAČOVÁ, V. : Characterization of some Czechoslovak cultivars of spring barley (*Hordeum vulgare* L.) by means of esterase isoenzymes. Scientia Agric. Bohem., 24: 198–206.

SÝKOROVÁ, S. – ŠAŠEK, A. (1996): Alely esterázových lokusů u souboru českých odrůd jarního a ozimého ječmene setého (*Hordeum vulgare* L.). Genet. a Šlecht., 32: 123–134.

ŠAŠEK, A. – ČERNÝ, J. (1983): Improving the identification of allelic gliadin blocks. Scientia Agric. bohemoslov., 15: 103–109.

ŠAŠEK, A. – SÝKOROVÁ, S. (1989): Standardization of vertical electrophoresis in starch gel columns and characterization of gliadin allelic blocks. Scientia Agric. bohemoslov., 21: 99–108.

ŠAŠEK, A. – BRADOVÁ, J. – ČERNÝ, J. – NECVETAJEV, V. P. (1990a): A catalogue of electrophoretic hordein spectra in the assortment of winter barley varieties and new varieties. Scientia Agric. bohemoslov., 22: 11–22.

ŠAŠEK, A. – ČERNÝ, J. – NECVETAJEV, V. P. – BRADOVÁ, J. (1990b): A catalogue of electrophoretic hordein spectra of Czechoslovak certified spring barley varieties. Scientia Agric. bohemoslov., 22: 1–10.

Došlo 30. 6. 1998

Kontaktní adresa:

Ing. Jana Bradová, Výzkumný ústav rostlinné výroby, Drnovská 507, 161 06 Praha 6-Ruzyně, Česká republika, tel.: 02/36 08 51, fax: 02/35 29 52

MODELS AND DESIGNS FOR EXPERIMENTS WITH CARRYOVER OF TREATMENT EFFECTS

R. A. Kempton

Biomathematics & Statistics Scotland, Edinburgh, UK

ABSTRACT: Carryover of treatment effects leads to experimental bias but may be controlled through design and analysis. This is illustrated for variety yield trials where carryover is related to variety height, and for sensory trials where carryover is proportional to the direct treatment effect. Designs are proposed for particular response models.

interference; interplot competition; alpha designs; restricted randomisation; neighbour balance; optimal designs; variety trials; sensory experiments

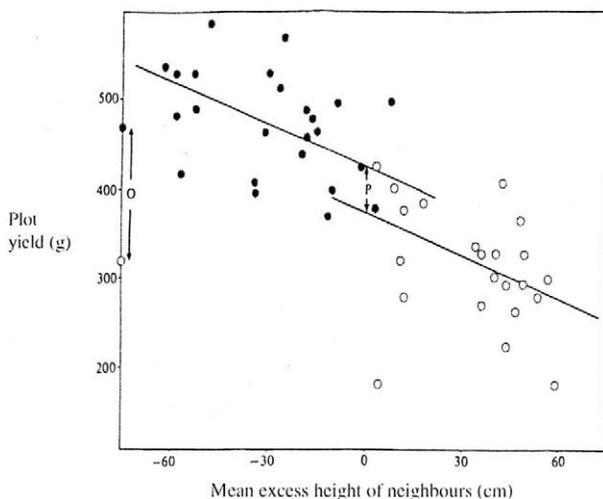
INTRODUCTION

Carryover occurs when the evaluation of a product or treatment in an experimental unit is influenced by treatments which occur in neighbouring units. We consider methods for controlling carryover in experiments for comparing the performance of crop varieties in the field and the sensory qualities of processed food products. If not controlled, carryover can lead to large bias in treatment estimates.

In variety testing, plant breeders' selections are tested side by side in small plots to conserve resources and reduce the effects of soil heterogeneity. Many authors (Kempton, Lockwood, 1984; Kempton et al., 1986; Talbot et al., 1995) have shown that variety yields can be influenced by competition from varieties of different heights in adjacent plots. Figure 1 illustrates the negative relationship between plot yield and mean difference in crop height between a plot and its two neighbours, for a tall and short bean variety in a trial with single-row plots (Kempton, Lock-

wood, 1984). The short variety is seen to perform relatively well when abutted by varieties of similar height, but its mean yield over the whole trial is depressed by competition from taller neighbours. In contrast, the yield of the tall variety is enhanced when adjacent to shorter varieties, so the difference in the two trial means is doubly biased. Indeed, Kempton and Lockwood (1984) found no significant difference in the performance of these two varieties in a parallel 4-row plot trial with yields taken from the inner two rows. Kempton (1997) also considered the spread of disease pathogens from susceptible varieties to adjacent plots as a potential source of carryover. He showed that when susceptible and resistant varieties are grown in mixture, the disease scores for the resistant varieties are increased and those for the susceptible varieties are suppressed compared with their scores in pure stands.

In the sensory evaluation of foods, assessors sample products in sequence, possibly over several sessions. For consumer testing, assessors are a sample of potential users of the products and usually only evaluate



1. Relationship between yield of a plot and the mean difference in crop height from its two neighbours for a tall ● and short ○ bean variety when grown in single-row plots adjacent to varieties of different height. Based on the observed difference in trial means O , the tall variety shows a yield advantage over the short of $47 \pm 6.7\%$, but the predicted advantage in pure stand P is only $14 \pm 6.5\%$ (Kempton, Lockwood, 1984)

product acceptability. Food manufacturers also utilise small professional taste panels to provide a detailed profile of their products, sometimes for as many as 50 sensory attributes. Assessors separate successive sample tastings with a 'wash-out', usually a dry wafer and water, to clear the palate and reduce carryover. However, this precaution is not always effective. Documentary evidence of carryover is mainly found in the psychology literature where experiments usually lack a wash-out. For example, Schifferstein and Oudejans (1996) found that the saltiness score for a standard salt solution was influenced by the concentration of the previous solution sampled: when the concentration was less than the standard, a higher score was given and vice-versa (Fig. 2). In this case, carryover was also found to extend to the next but one sample, though a wash-out would most likely have removed this effect.

Kempton et al. (1998) investigated carryover in the visual assessment of image cover, for example in scoring plant leaf disease. They found strong evidence of positive carryover, so that, when an image followed an image with higher level of cover, a higher score was recorded than when it followed an image with lower level of cover.

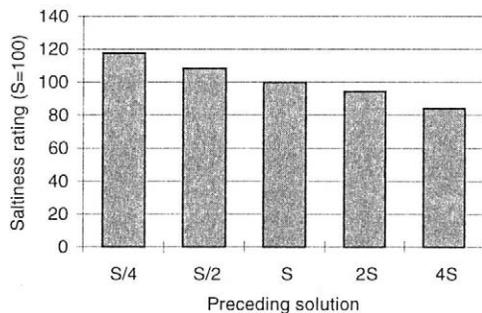
In this paper, we show how carryover can be controlled through both design and analysis. First we consider appropriate models for carryover.

MODELS FOR CARRYOVER

Consider an experiment where t treatments (products) are evaluated on u units. We assume that a treatment on any one unit has a direct effect on that unit and equal carryover effects on a set of neighbouring units, and that direct and carryover effects are additive. The value recorded for the uth unit is then

$$y_u = \mu + \beta_u + \theta_{t(u)} + \sum_{u'} w_{uu'} \phi_{t(u')} + \varepsilon_u \quad (1)$$

where μ is the grand mean; β is one or more 'block' effects corresponding to the uth unit; $t(u)$ is the treat-



2. Mean saltiness rating of standard salt solution S by 36 assessors when preceded by solutions of different saltiness (average of Experiments 2 and 3 from Schifferstein, Oudejans, 1996)

ment on the uth unit with direct effect $\theta_{t(u)}$; $w_{uu'}$ is a weighting constant which is equal to 1 if units u and u' are neighbours, and 0 otherwise; $\phi_{t(u')}$ is the carry-over effect from treatment $t(u')$; and the ε_u 's are random errors with zero expectation. We assume that carryover is limited to immediately adjacent units, i.e. for a linear spatial layout $w_{uu'} = 1$ when $u' = u \pm 1$, while for repeated measures this only holds when $u' = u - 1$.

In variety testing, the true value of a variety is its effect in a pure stand when grown adjacent to itself, i.e. $\tau = \theta + 2\phi$, rather than its direct effect θ . For repeated measures, $\tau = \theta + \phi$ which Lucas (1957) termed the permanent treatment effect from repeated application.

In some cases carryover may be related to a treatment character X , as for example in Figure 1 where carryover is proportional to variety height. A special case of this is where carryover from a treatment is proportional to its direct effect, i.e. $\phi = \lambda\theta$. This model, which we call the proportional carryover model, is common in sensory evaluation, as exemplified by Figure 2. Here carryover takes the form of a contrast effect (i.e. $\lambda < 0$). The example of disease spread previously quoted from variety testing shows carryover as an assimilation effect ($\lambda > 0$).

CONTROL OF CARRYOVER THROUGH DESIGN

If carryover is ignored in the analysis, treatment estimates of τ will be biased. David and Kempton (1996) showed that if the true model is (1), the average bias in $\hat{\tau}_i - \hat{\tau}_j$ is proportional to $\phi_i - \phi_j$. If there is no information on carryover, designs which are (partially) balanced for neighbours remove the risk of extreme bias through an unfortunate randomisation of treatments (Azaïs, Druilbert, 1997). However, where information on carryover is available, David and Kempton (1996) have shown how it can be used to produce better spatial designs. Here, we assume that carryover is related to some treatment attribute X such that bias ($\hat{\tau}_i - \hat{\tau}_j$) increases monotonically with $X_i - X_j$; and that there is prior information on treatments which provides a ranking on X .

Consider, for illustration, a complete block experiment with nine treatments (1...9) ranked in descending order of X . Varieties are allocated in this order to each replicate block, filling the block alternately from either end, to give:

1 3 5 7 9 8 6 4 2

This allocation ensures that treatments with very different values of X do not occur in adjacent units. This property is maintained by restricting the randomization of units within blocks to reversions and cyclic permutations. For example, reversing the treatment order and cycling two units to the right gives

3 1 2 4 6 8 9 7 5

Note that the starting arrangement, 1 2 3 4 5 6 7 8 9, whilst minimising the treatment bias from carryover before randomization, would place the two extreme treatments 1 and 9 together after cyclic permutation. A random cyclic permutation ensures that every treatment occurs with equal frequency, under randomization, in every experimental unit, which is a further protection against bias. In the absence of carryover, this randomization leads to a weakly valid analysis, in the sense that the average variance of treatment comparisons is unbiased (Bailey, Rowley, 1987).

David et al. (1996) showed how this method can be extended to variety trials using incomplete block designs, such as alpha designs, in which each replicate consists of a single line of plots and replicates are separated. We consider a 3-replicate trial with block size 5 for 30 varieties ranked by height. For the first replicate, we allocate varieties one at a time in descending order of height to successive blocks:

Block I	1	7	13	19	25
Block II	2	8	14	20	26
Block III	3	9	15	21	27
Block IV	4	10	16	22	28
Block V	5	11	17	23	29
Block VI	6	12	18	24	30

For alpha designs, the other replicates are obtained by cyclic permutations within individual columns: the permutation arrays are (0 1 3 4 5) and (0 2 5 1 3) (Paterson et al., 1978):

The initial arrangement of varieties within blocks is obtained by filling blocks from either end as before. This can be achieved here by reordering columns to 1, 3, 5, 4, 2. The starting design for the first replicate with linear blocks is then

(1 13 25 19 7) (2 14 26 20 8) (3 15 27 21 9) (4 16 28 22 10) (5 17 29 23 11) (6 18 30 24 12)

The randomization of replicates and blocks within replicates is as for a standard incomplete block design. Randomization of varieties within blocks is restricted to reversions and cyclic permutations as before. Reversions are randomized independently for each block, but the cyclic permutations are based on the same random shift applied in opposite directions for adjacent blocks, as if blocks were connected cog wheels. This ensures carryover is controlled across block boundaries. An example of the final 3-replicate design after randomisation is given below (the replicate above becomes the second row).

12 21 28 14 5 3 18 26 19 10 7 22 29 15 6 9 24 25 17
2 8 23 30 16 1 4 13 27 20 11
26 20 8 2 14 27 21 9 3 15 29 17 5 11 23 25 19 7 1 13
28 16 4 10 22 30 24 12 6 18
22 11 3 14 30 18 1 9 20 28 15 4 12 23 25 19 8 6 17
27 24 7 5 16 26 21 10 2 13 29

This restricted randomization ensures that varieties with extreme differences in height never appear in adjacent units.

David et al. (1996) considered designs for controlling carryover given slightly weaker prior information which allowed varieties to be allocated to three or more groups with similar height. These designs ensure that varieties from two groups with very different height never appear in adjacent units.

DESIGNS FOR CARRYOVER MODELS

Where reliable prior information is not available on the carryover effects of treatments, bias in the estimates of treatment effects may be reduced by fitting a model incorporating carryover as described previously. Choice of model has implications for design. We demonstrate this for a repeated measure experiment using both the additive and proportional carryover models.

Additive Carryover Model

Cochran et al. (1941) introduced the additive carryover model for analysis of milk yields in dairy cattle feeding experiments. Their model was

$$y_{uv} = \mu + \alpha_u + \pi_v + \theta_{1(u,v)} + \phi_{1(u,v-1)} + \varepsilon_{uv} \quad (1)$$

where y_{uv} is the value for the u th animal in the v th period, α_u is the animal effect and π_v the period effect. A design composed of orthogonal latin squares provided efficient estimation of treatment effects (Williams, 1949). For four treatments this requires 4 periods and 12 individuals, with treatments arranged as follows:

Design 1			
A	B	C	D
B	A	D	C
C	D	A	B
D	C	B	A

Such designs have also been promoted for sensory evaluation of food products (Wakeling, MacFie, 1995). As the design is constructed from complete latin squares it is uniform for both periods and assessors, i.e. each treatment occurs the same number of times in each row and the same number of times in each column. The design is also weakly neighbour balanced in the sense that each treatment follows every other treatment the same number of times. A strongly neighbour balanced design extends this property so that each treatment follows every treatment including itself an equal number of times. It can be obtained from Design 1 by adding a fifth period which repeats the treatments in period 4.

For the additive carryover model, a weakly balanced design is known to be optimal for estimation of both direct and carryover effects among all uniform designs

where each assessor evaluates each treatment once (see Shah, Sinha, 1989). However, if there is no requirement for each assessor to evaluate each treatment, other designs may be more efficient. Patterson and Lucas (1959) proposed an alternative design with the first three periods identical to Design 1 and a fourth period which repeats the treatments in the third period:

Design 2
 A B C D A B C D A B C D
 B A D C D C B A C D A B
 C D A B B A D C D C B A
 C D A B B A D C D C B A

Although this design is less efficient than Design 1 for estimation of direct treatment effects θ , the occurrence of the same treatment in successive periods means that repeat treatment effects τ are estimated with the greater precision. The efficiencies of the estimates expressed as the reciprocal of their variances relative to the variance of the treatment estimates without carryover are

	$\hat{\theta}$	$\hat{\phi}$	$\hat{\tau}$
Design 1	91%	62%	29%
Design 2	83%	69%	38%

Note that, in the absence of carryover, the latin square design is 100% efficient for estimation of treatment effects, but Design 2 has an efficiency of only 83%.

Proportional Carryover Model

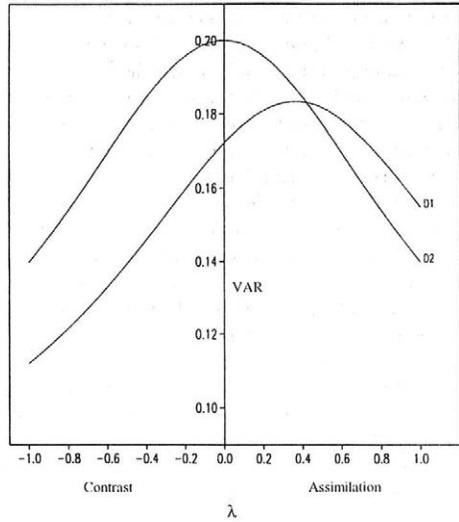
The proportional carryover model for repeated measures takes the form

$$y_{uv} = \mu + \alpha_u + \pi_v + \theta_{i(u,v)} + \lambda \theta_{i(u,v-1)} + \varepsilon_{uv} \quad (2)$$

where $-1 < \lambda < +1$. Since the model is nonlinear, the optimal design will, in general, be dependent on the model parameters θ and λ . In Figure 3, we compare the average variance of differences of direct treatment effects for Designs 1 and 2 for different values of λ . For $\lambda < c$, where $c \approx 0.4$, the balanced latin square design is more efficient, while for larger values of λ , Design 2 gives greater precision. Results from a computer search routine (Donev, 1997), suggests that Design 1 is globally optimal for $\lambda < 0.37$, while Design 2 is optimal for $\lambda > 0.48$. Between these two values, hybrid designs are optimal. Thus for most circumstances, where carryover takes the form of a contrast effect or small to moderate assimilation effect, Design 1 should be used to estimate θ .

CONCLUSIONS

These examples illustrate how the optimal design for evaluating treatments in the presence of carryover is



3. Average variance of treatment differences (VAR) from the proportional carryover model for values of proportion constant λ , for two cross-over design with 12 subjects, 4 treatments and 4 periods

influenced by the statistical model to be used in analysis and, for nonlinear models, by the model parameters. In both crop variety testing and the sensory evaluation of foods there is usually a wealth of information from similar past experiments which could be used to tailor designs more closely to the current experimental circumstances. There may also be advantages in using such prior information more formally within a Bayesian design framework (Chaloner, Verdinelli, 1995).

Acknowledgements

I am grateful to Steve Ferris for preparing the Figures and providing the results from the computer search. I thank Olivier David for comments on a draft manuscript.

REFERENCES

- AZAS, J. M. – DRUILHERT, P. (1997): Optimality of neighbour designs when neighbour effects are neglected. *J. Stat. Plan. Infer.*, 64: 353–367.
 BAILEY, R. A. – ROWLEY, C. A. (1987): Valid randomization. *Proc. of the Royal Society, A* 410: 105–124.
 CHALONER, K. – VERDINELLI, I. (1995): Bayesian experimental design: a review. *Statist. Sci.*, 10: 273–304.
 COCHRAN, W. G. – AUTREY, K. M. – CANNON, C. Y. (1941): A double change-over design for dairy cattle feeding experiments. *J. Dairy Sci.*, 24: 937–951.
 DAVID, O. – KEMPTON, R. A. (1996): Designs for interference. *Biometrics*, 52: 597–606.

- DAVID, O. – KEMPTON, R. A. – NEVISON, I. M. (1996): Designs for controlling interplot competition in variety trials. *J. Agric. Sci.*, 127: 285–288.
- DONEV, A. N. (1997): An algorithm for the construction of crossover trials. *Appl. Statist.*, 46: 288–298.
- KEMPTON, R. A. (1997): Interference between plots. In: KEMPTON, R. A. – FOX, P. N. (eds.): *Statistical Methods for Plant Variety Evaluation*. London, Chapman & Hall.
- KEMPTON, R. A. – LOCKWOOD, G. (1984): Interplot competition in variety trials of field beans (*Vicia faba* L.). *J. Agric. Sci.*, 103: 293–301.
- KEMPTON, R. A. – FERRIS, S. J. – DEARY, I. J. – SHOTTER, M. V. (1998): Carryover in disease scoring. In: *Proc. 7th Int. Congr. of Plant Pathology*, Edinburgh, abstract 6.40.
- KEMPTON, R. A. – GREGORY, R. S. – HUGHES, W. G. – STOEHR, P. J. (1986): The effect of interplot competition on yield assessment in triticale trials. *Euphytica*, 35: 257–265.
- LUCAS, H. L. (1957): Extra-period latin-square change-over designs. *J. Dairy Sci.*, 40: 225–239.
- PATTERSON, H. D. – LUCAS, H. L. (1959): Extra-period change-over designs. *Biometrics*, 15: 116–132.
- PATTERSON, H. D. – WILLIAMS, E. R. – HUNTER, E. A. (1978): Block designs for variety trials. *J. Agric. Sci.*, 90: 395–400.
- SCHIFFERSTEIN, H. N. J. – OUDEJANS, I. M. (1996): Determinants of cumulative successive contrast in saltiness intensity judgements. *Perception & Psychophysics*, 58: 713–724.
- SHAH, K. R. – SINHA, B. K. (1989): Repeated measurements design. In *Theory of Optimal Design. Lecture Notes in Statistics*. Springer Verlag: 97–119.
- TALBOT, M. – MILNER, A. D. – NUTKINS, M. A. E. – LAW, J. R. (1995): The effect of interference between plots on yield performance in crop variety trials. *J. Agric. Sci.*, 102: 315–321.
- WAKELING, I. N. – MACFIE, H. J. H. (1995): Designing consumer trials balanced for first and higher orders of carry-over effect when only a subset of k samples from t may be tested. *Food Qual. Prefer.*, 6: 299–308.
- WILLIAMS, E. J. (1949): Experimental designs balanced for the estimation of residual effects of treatments. *Austral. J. Sci. Res.*, A 2: 149–168.

Received on November 25, 1998

Contact Address:

Rob A. Kempton, Biomathematics & Statistics Scotland, The King's Buildings, Edinburgh EH9 352, UK

INSTITUTE OF AGRICULTURAL AND FOOD INFORMATION
Slezská 7, 120 56 Praha 2, Czech Republic
Fax: (00422) 24 25 39 38

In this institute scientific journals dealing with the problems of agriculture and related sciences are published on behalf of the Czech Academy of Agricultural Sciences. The periodicals are published in the Czech or Slovak languages with long summaries in English or in English language with summaries in Czech or Slovak.

Subscription to these journals should be sent to the above-mentioned address.

Periodical	Number of issues per year
Rostlinná výroba (Plant Production)	12
Czech Journal of Animal Science (Živočišná výroba)	12
Veterinární medicína (Veterinary Medicine – Czech)	12
Zemědělská ekonomika (Agricultural Economics)	12
Journal of Forest Science	12
Zemědělská technika (Agricultural Engineering)	4
Plant Protection Science (Ochrana rostlin)	4
Czech Journal of Genetics and Plant Breeding (Genetika a šlechtění)	4
Zahradnictví (Horticultural Science)	4
Czech Journal of Food Sciences (Potravinařské vědy)	6

THE USE OF INCOMPLETE BLOCK ANALYSIS IN POLISH VARIETY TESTING TRIALS

VYUŽÍVÁNÍ ANALÝZY VYVÁŽENÝCH NEÚPLNÝCH BLOKŮ V POLSKÝCH ODRŮDOVÝCH ZKOUŠKÁCH

W. Pilarczyk

Department of Mathematical and Statistical Methods, Agricultural University, Poznań, Research Centre of Cultivar Testing, Szupia Wielka, Poland

ABSTRACT: The extent of use of incomplete (resolvable) block designs in Polish variety testing is described. The gain in efficiency with these designs in official VCU-trials with cereal varieties is reported. The effectiveness of three methods of analysis (intra-block, inter-block and Williams's method of neighbour effect analysis) was investigated. The gain in efficiency ranged from about 10% to more than 30%, depending on crop, year and method of analysis. By the use of the so-called postblocking method, applied to the results of three big trials with maize, it could be demonstrated, that the use of incomplete block analysis might be an advantage also in official DUS (distinctness, uniformity and stability) trials.

variety testing; incomplete blocks; lattice designs; α -designs; efficiency

ABSTRAKT: Předmětem práce je využívání pokusných plánů s neúplnými vyváženými bloky v polském odrůdovém zkušebnictví. Je popisováno zvýšení efektivity ve státních odrůdových zkouškách, dosahované těmito pokusnými plány. Byla zkoumána účinnost tří metod vyhodnocení (analýza uvnitř bloků, analýza mezi bloky a Williamsova metoda analýzy vlivu sousedů). Bylo dosaženo zvýšení účinnosti od cca 10 % do více než 30 %, v závislosti na plodině, roku a metodě vyhodnocení. Použitím tzv. metody „postblocking“ (dodatečná tvorba bloků) u tří velkých pokusů s kukuřicí bylo demonstrováno, že analýza neúplných bloků může být výhodná i pro zkoušky odlišnosti, uniformity a stálosti (DUS).

odrůdové zkušebnictví; neúplné bloky; mřížkové rozložení; rozložení alfa; účinnost

INTRODUCTION

A common tool used for analysis of trial data of VCU (value for cultivation and use) is an analysis of variance. Also for the evaluation of the DUS (distinctness, uniformity and stability) trial data the analysis of variance is very often used. Are the basic assumptions of this analysis fulfilled? One of these assumptions concerns homogeneity of experimental units (plots) within blocks. How large should blocks in field experiments be? Are the blocks consisting of, for example, 50 plots still acceptable? Nobody knows a precise answer to these questions. But because the answer is unknown, experimenters tried to protect their results against bias, resulting from potential lack of homogeneity of experimental units. They tried to protect their data against the lack of fulfillment of other basic assumptions (additivity, homogeneity of variances) as well. One of the very early proposals were using the incomplete blocks. Experimental design is called incomplete if not all of treatments (varieties) appear in every block, that means in fact that the number of experimental units within blocks is smaller than the number of varieties. Yates (1936) the lattice designs introduced. Square lattice exists

when the number of varieties V is a square of prime number k or its power. A rectangular lattice exists when the number of varieties is equal to the multiple of two neighbouring numbers $V = k \times (k - 1)$. So lattice designs exist for number of varieties equal to 9, 12, 16, 20, 25, 30, 36, 42, 49,..... Under some conditions concerning the number of replicates some of lattice designs can be balanced. Then many other types of incomplete blocks were introduced such as: partially balanced incomplete blocks, c -designs, α -designs, and so on. Some of these designs were widely used in practice, however, some have had mainly the theoretical impact.

USE OF INCOMPLETE BLOCKS IN POLAND

Incomplete blocks (mainly lattice designs) were widely used in many breeding programs in Poland in the early fifties. In particular in sugar beet trials and in cereal trials lattice designs with as many as 8–10 replicates were used. In 1959 the first book in Polish by B i l s k i (1959) appeared in which the method of establishing trials in lattice designs was described and also the methods of a calculation of the analysis of

variance were given. It was a turning point, because since then the number of varieties was large enough to be the lattice designs used. When in 1966 the official variety testing was taken over by the Ministry of Agriculture establishing the Research Centre of Variety Testing (COBORU) under leadership of professor Bilski, there were no serious problems of introducing lattice designs into practice in the variety testing research. These designs and lattice squares were the only incomplete blocks used till 1979. Meanwhile, the number of replicates had been reduced to four. So in practice it was impossible to use balanced lattice designs. And as lattice designs exist only for particular numbers of varieties, so additional difficulties appeared. What to do when we have e.g. $V = 23$ varieties to compare and we know that lattice designs exist for $V = 20$ (rectangular lattice) and for $V = 25$ (square lattice)? In order to avoid this difficulty, in 1979 a broader class of incomplete blocks was introduced into practice based on the catalogue of designs prepared by Ceranka and Chudzik (1978). In this catalogue the plans of experimental designs were given for nearly all numbers of varieties from the range 15–60. But because these designs were mostly non-resolvable, their use was widely criticised by experimenters working at experimental stations. So, as a result of this criticism, and because we were so lucky that to meet professor Patterson from Edinburgh, who showed us advantages of a wider class of α -designs (which were resolvable), in 1981 we introduced into practice α -designs or 1-resolvable incomplete block designs. And these designs are still broadly used in Polish variety testing.

RESOLVABLE BLOCK DESIGNS AND THEIR EFFICIENCY

As it was already mentioned, the design is incomplete if not all varieties appear in every block. But if incomplete blocks can be grouped into bigger units called superblocks (or replicates), see Patterson et al. (1978), in such a way that every treatment appears in every superblock exactly once, the design is called 1-resolvable incomplete block design or, for simplicity, resolvable block design.

When the design is complete (orthogonal), the variance of comparison of two treatment means, let's say y_i and y_j , is equal to

$$\text{var}(y_i - y_j) = (\sigma_1^2) = 2 \cdot MS_e / r \quad (1)$$

where MS_e means mean square for error from analysis of variance and r is number of replicates. The treatment means are uncorrelated and the variance of comparisons is the same for every pair of treatments. When the design is incomplete, the treatment means are correlated, and formula (1) is not valid. When the analysis is confined to so-called intra-block stratum (it means that we ignore inter-block information), the equivalent

formula for average variance of comparisons of treatment means has a form:

$$\text{var}(y_i - y_j) = (\sigma_2^2) = 2 \cdot MS_e / (rE) \quad (2)$$

where E is harmonic mean efficiency coefficient for the incomplete block. (For complete blocks this coefficient is equal to 1.) E comprises information about correlation between treatment means. Note that neither treatment means nor MS_e are the same in formula (1) and (2).

By comparing σ_1^2 and σ_2^2 we have averaged information about performance of complete and incomplete blocks for the same number of treatments (and of course the same number of replicates). Let $E_1 = \sigma_1^2 / \sigma_2^2$ be called the effectiveness of incomplete blocks relative to complete ones. Mean values of E_1 calculated from many trials of Polish variety testing are given in Table I.

I. Mean values of effectiveness of resolvable blocks

Species	V	k	Plot size (m ²)	Number of trials	E ₁
Winter wheat	33	33/7	25	59	1.24
Spring barley	26	26/8	25	69	1.15
Spring barley	24	4	15	68	1.07
Spring barley	22	22/3	15	64	1.15
Late potato	45	45/7	15	64	1.16

As we can see, the highest average effectiveness of resolvable blocks was in winter wheat trials and the lowest in spring barley trials. The effectiveness of resolvable blocks reported in Table I, concerns so-called intra-block analysis. Of course some other methods of analysis can be applied to the data from experiments conducted in incomplete blocks. They include:

- i) analysis with recovery of inter-block information,
- ii) analysis allowing the different types of neighbouring influences.

For the purpose of this presentation to some trial data of Polish variety testing the method (or the model) of Williams (1986) has been applied. In this approach both recovery of inter-block information and removing the trend in soil fertility is allowed. But there are many other approaches to the neighbouring influences and their elimination, see for example Papadakis (1937), Besag (1974), Wilkinson et al. (1983), Williams (1952), Kempton (1985), Schwarzbach (1984) and many others.

The results of application of several methods to the data from trials conducted in resolvable block designs are given in Table II. In this table E_2 means average effectiveness of the analysis with recovery of inter-block information, E_3 – average effectiveness of the Williams's method applied to resolvable blocks and E_4 – average effectiveness of Williams's method applied to randomised complete blocks (it means that subdivi-

II. Average effectiveness of some methods of analysis of resolvable block experiments on cereals conducted in Poland

Species	V	k	E	Number of trials	E ₁	E ₂	E ₃	E ₄
Winter wheat	40	8	0.876	40	1.192	1.227	1.286	1.330
	39	8	0.873	39	1.230	1.287	1.779	1.741
Oat	22	8	0.884	43	1.164	1.194	1.313	1.295
	19	7	0.866	42	1.099	1.140	1.260	1.291
Winter barley	17	6	0.856	33	1.061	1.092	1.183	1.165
	16	4	0.789	34	1.029	1.082	1.185	1.185
	27	4	0.733	66	1.157	1.201	1.367	1.353
Spring barley	23	8	0.890	48	1.127	1.168	1.405	1.296
	23	8	0.890	82	1.133	1.159	1.329	1.291
Triticale	16	4	0.789	9	1.107	1.136	1.274	1.312

sion of superblocks into incomplete blocks was ignored and neighbouring influences were eliminated within complete replicates). As we can see, application of richer model (intra-block analysis, inter-block analysis, inter-block analysis with elimination of linear trend within incomplete blocks) leads to the increasing of effectiveness as $E_1 < E_2 < E_3$. The only exception is an application of Williams's model for randomised complete block which gives approximately the same effectiveness as equivalent (but richer) model applied to resolvable design, as approximately $E_3 \approx E_4$. But this result can be biased in favour of complete block analysis, as linear approximation of the trend within large (complete) superblock can be questioned.

INCOMPLETE BLOCKS AND DUS TRIALS

Description of the situation

According to UPOV requirements for DUS investigations of varieties of agricultural crops every new variety must prove its distinctness from all other (known) varieties. Plants of new variety must also be as uniform as possible. In practice this means that they must be at least as uniform as varieties already registered. New variety must also be stable. These features are being checked in special DUS trials. As a rule – at least in Poland – randomised complete block design is used in two replicates. About 20 to 30 plants from every plot are measured so there are about 40 to 60 measurements for every characteristic.

Establishing distinctness from all known varieties asks for the comparison of an increasing number of varieties within the same trial. For example in DUS trial on maize conducted in 1996 at experimental station Stupia Wielka in Poland 212 varieties were compared. Because of such a high number of varieties one can question if the basic assumptions of the analysis of variance are fulfilled. It was one of the reasons for the investigations made by Watson (1997), who tried to apply some spatial methods to the results from DUS trials. Kristensen (1998) and Pilarczyk (1998)

checked the effectiveness of incomplete blocks in DUS trials.

Optimal size of block

In 1995 and 1996 at experimental station Stupia Wielka two DUS experiments on maize were conducted. In 1995 200 varieties were compared whereas in 1996 it was 212 varieties. A similar experiment was conducted in 1996 at experimental station Przeclaw with 98 varieties involved. All experiments were in two replicates with 20 plants from every plot measured for every variety making 40 measurements for every characteristic. From among all characteristics involved four were chosen for this presentation, namely characteristic C1 – plant length, C2 – height of insertion of upper ear, C3 – leaf width of blade and C4 – length of peduncle.

The so-called post-blocking method was used for studying the effectiveness of designs of different block sizes. This method, developed by Patterson and Hunter (1983), was applied by Pilarczyk (1990) for the results of several hundred VCU trials of Polish variety testing. The main idea of the method is to overlap different plans of resolvable block designs (plans with different block sizes) on the results of experiments conducted in randomised complete block design. For resulting „designs“ the intra-block mean squares for error are calculated. According to the formula given by Patterson and Hunter (1983) the effectiveness $\bar{\epsilon}$ of different designs was calculated like this:

$$\bar{\epsilon} = \gamma \left[\epsilon + \frac{(1 - \epsilon)(s - 1)}{\gamma(V - 1) - (V - s)} \right]$$

where ϵ is the mean harmonic coefficient of efficiency of a given design, s is the number of incomplete blocks within complete replicate, V is the number of varieties and $\gamma = MS_e(V)/MS_e(k)$, where $MS_e(i)$ is the intra-block mean square for error for design with blocks of i plots.

For all four characteristics the values of γ for succeeding block sizes have been calculated and values of $\bar{\epsilon}$ as well, see Tables III, IV and V. The most efficient versions of incomplete blocks (the best sizes of blocks)

III. Values of γ and coefficients of effectiveness of α -designs for four characteristics in experiment conducted at Słupia Wielka in 1995, number of varieties 200

k	r	γ				$\bar{\epsilon}$			
		c_1	c_2	c_3	c_4	c_1	c_2	c_3	c_4
3	0.390	2.082	1.558	0.553	0.753	1.109	< 1	< 1	< 1
4	0.539	2.592	2.261	2.704	1.521	1.557	1.389	1.615	1.045
5	0.637	1.501	1.776	0.893	1.196	1.109	1.261	< 1	< 1
6	0.696	2.263	1.838	1.056	1.296	1.653	1.370	< 1	1.042
7	0.741	1.976	1.719	0.988	1.592	1.528	1.346	1.012	1.258
8	0.776	1.425	1.572	1.857	1.353	1.176	1.281	1.492	1.127
9	0.804	1.378	1.636	1.096	1.305	1.167	1.361	< 1	1.115
10	0.825	1.522	1.461	0.999	1.184	1.297	1.249	< 1	1.048
11	0.841	1.683	1.792	1.044	1.300	1.445	1.535	< 1	1.140
12	0.858	1.781	1.690	1.242	1.329	1.551	1.475	1.110	1.177
13	0.870	1.700	1.810	1.159	1.128	1.500	1.594	1.055	1.034
15	0.890	1.234	1.400	1.050	1.013	1.127	1.267	< 1	< 1
16	0.896	1.103	1.245	1.003	1.120	1.030	1.140	< 1	1.041
29	0.944	1.034	1.081	0.981	1.089	1.003	1.037	< 1	1.043

IV. Values of γ and coefficients of effectiveness of α -designs for four characteristics in experiment conducted at Słupia Wielka in 1996, number of varieties 212

k	r	γ				$\bar{\epsilon}$			
		c_1	c_2	c_3	c_4	c_1	c_2	c_3	c_4
3	0.389	1.372	2.343	1.209	1.436	< 1	1.194	< 1	< 1
4	0.537	1.214	1.818	1.171	1.236	< 1	1.171	< 1	< 1
5	0.635	1.539	2.093	1.199	1.236	1.127	1.445	< 1	< 1
6	0.696	1.365	2.091	1.288	1.279	1.077	1.538	1.038	1.033
7	0.740	1.300	1.628	1.202	1.053	1.068	1.281	1.017	< 1
8	0.775	1.296	1.734	1.232	1.157	1.089	1.399	1.050	1.010
9	0.801	1.438	1.698	1.132	1.342	1.208	1.405	1.008	1.139
10	0.823	1.256	1.662	1.256	1.141	1.094	1.405	1.094	1.021
11	0.841	1.380	1.682	1.233	1.374	1.201	1.445	1.090	1.197
12	0.856	1.226	1.659	1.106	1.130	1.095	1.446	1.015	1.029
13	0.869	1.240	1.560	1.213	1.157	1.115	1.379	1.094	1.053
14	0.879	1.256	1.549	1.256	1.150	1.135	1.382	1.135	1.054
15	0.889	1.341	1.660	1.212	1.244	1.215	1.492	1.108	1.134
16	0.896	1.273	1.498	1.172	1.150	1.164	1.358	1.081	1.064
18	0.907	1.247	1.524	1.209	1.190	1.151	1.395	1.119	1.103
20	0.916	1.251	1.503	1.201	1.142	1.162	1.387	1.119	1.069
27	0.939	1.172	1.384	1.146	1.086	1.112	1.306	1.089	1.038
53	0.972	1.146	1.372	1.086	1.057	1.117	1.335	1.060	1.033

are indicated by bold print. For example in experiment conducted at Przeclaw for characteristics c_1 , c_2 and c_3 the optimal block size is $k = 6$ plots. When the number of varieties was not divisible by given number of plots within block, the blocks of two sizes were used, some of k plots and the rest of $(k - 1)$ plots. For example in experiment with $V = 212$ varieties, when blocks of $k = 6$ plots were tested, in fact there were $s_1 = 32$ blocks of 6 plots and $s_2 = 4$ blocks of 5 plots. As expected the higher effectiveness of incomplete blocks was observed

for plant length and height of insertion of upper ear than for the two remaining characteristics.

CONCLUSIONS

The analysis of the results of many VCU trials and results concerning four characteristics of three large trials on maize conducted in Poland in two succeeding years 1995 and 1996 for DUS purposes leads to the following conclusions:

V. Values of γ and coefficients of effectiveness of α -designs for four characteristics in experiment conducted at Przeclaw in 1996, number of varieties 98

k	ϵ	γ				$\bar{\epsilon}$			
		c_1	c_2	c_3	c_4	c_1	c_2	c_3	c_4
3	0.406	1.863	1.768	2.051	1.908	1.060	1.031	1.121	1.074
4	0.565	3.400	3.446	3.980	3.991	2.057	2.082	2.379	2.385
5	0.653	2.536	2.344	2.844	2.880	1.754	1.632	1.950	1.973
6	0.714	3.030	2.803	3.434	3.093	2.226	2.066	2.512	2.271
7	0.761	1.372	1.305	1.463	1.412	1.131	1.088	1.192	1.157
8	0.794	1.544	1.441	1.656	1.564	1.282	1.206	1.366	1.297
9	0.824	1.965	1.890	2.149	2.126	1.652	1.591	1.802	1.783
10	0.846	1.510	1.415	1.608	1.561	1.313	1.236	1.393	1.354
11	0.857	1.700	1.555	1.780	1.736	1.482	1.361	1.550	1.512
13	0.878	1.666	1.576	1.790	1.754	1.481	1.404	1.589	1.557
25	0.943	1.516	1.423	1.639	1.555	1.440	1.353	1.554	1.504

- the superiority of resolvable incomplete blocks over complete ones in VCU trials was proved in many countries in several hundred trials;
- application of incomplete blocks instead of complete ones can give a high increase of effectiveness (reduction of variance of comparisons) in DUS trials;
- the effectiveness of incomplete blocks depends on the character involved;
- in some experiments the reduction of variance of comparisons may be as high as 50% (see for example experiment at Przeclaw and block size $k = 6$);
- application of resolvable incomplete blocks (α -designs) gives us the possibility to choose between complete and incomplete block versions of an analysis;
- application of incomplete blocks leads to reduction of variance of comparisons but also to some complications in interpreting results caused by a more complicated structure of covariance matrix of treatment means;
- the analysis of more extensive DUS trial data is necessary to draw more general conclusions. In particular the results of additional crops and characteristics should be included in further investigations.

REFERENCES

AINSLEY, A. E. (1985): Interplot correlations in variety trials. [PhD Thesis.] University of Edinburgh.
 BESAG, J. E. (1974): Spatial interaction and the statistical analysis of lattice designs (with Discussion). *J. R. S. Soc., B36*: 192-236.
 BILSKI, E. (1959): Układy o niekompletnych blokach. Warszawa (in Polish).

CERANKA, B. - CHUDZIK, H. (1978): Katalog układów blokowych. Słupia Wielka (in Polish).
 KEMPTON, R. A. (1985): Statistical models for interplot competition. *Aspects of Applied Biology, 10*.
 KRISTENSEN, K. (1998): Efficiency of different designs in spring rape. *TWC/16/12, UPOV Geneva*.
 PAPADAKIS, J. (1937): Methode statistique pour des experiences sur champ. *Bull. Inst. Amel. Plantes, Salonique, No. 23*.
 PATTERSON, H. D. - HUNTER, E. A. (1983): The efficiency of incomplete block designs in National List and Recommended List variety trials. *J. Agric. Sci., 103*: 427-433.
 PATTERSON, H. D. - WILLIAMS, E. R. - HUNTER, E. A. (1978): Block designs for variety trials. *J. Agric. Sci., 90*: 395-400.
 PEARCE, S. C. (1983): *The Agricultural Field Experiment*. Wiley.
 PILARCZYK, W. (1990): Skuteczność różnych metod analizy jednoczynnikowych doświadczeń blokowych. *Wiad. Odmian., 39* (in Polish).
 PILARCZYK, W. (1998): The possibility of application of incomplete blocks in DUS trials. *TWC/16/2, UPOV Geneva*.
 SCHWARZBACH, E. (1984): A new approach in the evaluation of field trials. *Vortr. Pfl.-Zücht., 6*: 249-259.
 WATSON, S. (1997): Spatial dependence in spaced plant herbage trials. *TWC/15/4*.
 WILLIAMS, E. R. (1986): A neighbour model for field experiments. *Biometrika, 73*: 279-287.
 WILLIAMS, R. M. (1952): Experimental designs for serially correlated observations. *Biometrika, 39*: 151-167.
 WILKINSON, G. N. - ECKERT, S. R. - HANCOCK, T. W. - MAYO, O. (1983): Nearest Neighbour (NN) Analysis of field experiments. *J. R. S. Soc., B45*: 151-211.
 YATES, F. (1936): A new method of arranging variety trials involving a large number of varieties. *J. Agric. Sci., 26*: 424-455.

Received on October 29, 1998

Contact Address:

Dr. hab. Wiesław Pilarczyk, prof. AR, Department of Mathematical and Statistical Methods, Agricultural University of Poznań, ul. Wojska Polskiego 28, 60-637 Poznań, Poland, tel.: (0)61/848 71 41, e-mail: wpilar@owl.au.poznan.pl

**Nejčerstvější informace o časopiseckých článcích
poskytuje automatizovaný systém**

Current Contents

na disketách

Ústřední zemědělská a lesnická knihovna odebírá časopis „**Current Contents**“ řadu „**Agriculture, Biology and Environmental Sciences**“ a řadu „**Life Sciences**“ na disketách. Řada „Agriculture, Biology and Environmental Sciences“ je od roku 1994 k dispozici i s abstrakty. Obě tyto řady vycházejí 52krát ročně a zahrnují všechny významné časopisy a pokračovací sborníky z uvedených oborů.

Uložení informací z Current Contents na disketách umožňuje nejrozmanitější referenční služby z prakticky nejčerstvějších literárních pramenů, neboť báze dat je **doplňována každý týden** a neprodleně expedována odběratelům. V systému si lze nejen prohlížet jednotlivá čísla Current Contents, ale po přesném nadefinování sledovaného profilu je možné adresně vyhledávat informace, tisknout je nebo kopírovat na disketu s možností dalšího zpracování na vlastním počítači. Systém umožňuje i tisk žádank o separát apod. Kumulované vyhledávání v šesti číslech Current Contents najednou velice urychluje rešeršní práci.

Přístup k informacím Current Contents je umožněn dvojím způsobem:

- 1) **Zakázkový přístup** – po vyplnění příslušného zakázkového listu (objednávky) je vhodný především pro mimopražské zájemce.

Finanční podmínky: – použití PC – 15 Kč za každou započatou půlhodinu
– odborná obsluha – 10 Kč za 10 minut práce
– vytištění rešerše – 1 Kč za 1 stranu A4
– žádanky o separát – 1 Kč za 1 kus
– poštovné + režijní poplatek 15 %

- 2) **„Self-service“** – samoobslužná práce na osobním počítači v ÚZLK.

Finanční podmínky jsou obdobné. Vzhledem k tomu, že si uživatel zpracovává rešerši sám, je to maximálně úsporné. (Do kalkulace cen nezapočítáváme cenu programu a databáze Current Contents.)

V případě Vašeho zájmu o tyto služby se obraťte na adresu:

Ústřední zemědělská a lesnická knihovna

Dr. Bartošová

Slezská 7

120 56 Praha 2

Tel.: 02/24 25 79 39, l. 520, fax: 02/24 25 39 38

Na této adrese obdržíte bližší informace a získáte formuláře pro objednávku zakázkové služby. V případě „self-servisu“ je vhodné se předem telefonicky objednat. V případě zájmu je možné si objednat i průběžné sledování profilu (cena se podle složitosti zadání pohybuje čtvrtletně kolem 100 až 150 Kč).

VLIV POKUSNÉHO PLÁNU A ELIMINACE TRENDŮ NA PŘESNOST VÝSLEDKŮ V SIMULOVANÝCH ODRŮDOVÝCH POKUSECH

THE EFFECT OF TRIAL DESIGN AND OF DETRENDING ON THE TRUE ERROR IN SIMULATED FIELD TRIALS

E. Schwarzbach

ABSTRACT: The precision of estimation of variety performance in two series of simulated field trials with 6 replicates of 36 varieties and irregular environmental trends was compared using randomised complete blocks evaluation by ANOVA, adjustment of variety means using incomplete blocks analysis by Least Squares (LSQ), and adjustment by weighted Nearest Neighbour Analysis (NNA – weighted mean of non-detrended and detrended means as in REML). One trial series was arranged as a balanced design with 6 x 6 incomplete blocks (BIB-design), the other as six complete blocks randomised without restriction (RCB-design) with non-balanced 6 x 6 incomplete blocks produced by dissecting the complete blocks. Each trial was simulated ten times with independently generated, quasi-normally distributed, random errors while keeping the variety effects, design and trends constant. The simulated variance of varieties, trend and error was 3.0, 5.8 and 2, respectively. The true error of variety means was measured by the variance of deviations of the estimated means from the true variety effects underlying the simulation. The mean true error of ANOVA-, LSQ- and NNA-variety means, respectively, was 0.97, 0.51 and 0.47, for the RCB-design, and 1.16, 0.52 and 0.46 respectively, for the BIB-design. Generally, the true error of LSQ- or NNA-adjusted variety means from three replicates was similar to that of non-adjusted variety means from six replicates. The residual variance of both the LSQ and NNA, however, underestimated the true error. There was no benefit from using a balanced incomplete block design neither for the estimation of error variance nor for the estimation of variety effects by any of the compared methods.

field trials; trial design; spatial analysis; incomplete blocks; nearest neighbours; ANOVA; simulation

ABSTRAKT: V simulovaných odrůdových pokusech s 36 odrůdami v šesti opakováních, se silnými trendy ve třech opakováních a slabými v dalších třech opakováních, byl srovnáván vliv pokusného plánu a metody vyhodnocení na přesnost odhadu výkonu odrůd a na přesnost odhadu skutečné chyby. Přesnost byla měřena variancí rozdílů mezi skutečnými a danou metodou vypočtenými odrůdovými průměry. Pokusné uspořádání (znáhodněné úplné bloky nebo vyvážené neúplné bloky) nemělo vliv ani na přesnost odhadu výkonu odrůd srovnávanými metodami (ANOVA úplných bloků, analýza neúplných bloků a analýza nejbližších sousedů), ani na přesnost odhadu pokusné chyby. Analýzou variance úplných znáhodněných bloků byla odhadována výkonnost odrůd méně přesně než při adjustaci odrůdových průměrů analýzou neúplných bloků nebo analýzou nejbližších sousedů. Adjustované průměry (tj. zbavené vlivu odhadnutých trendů) ze tří opakování, získané analýzou neúplných bloků anebo analýzou nejbližších sousedů, byly zhruba stejně přesné jako neadjustované průměry všech šesti opakování. Analýza variance, ač méně přesná, odhadovala varianci skutečné pokusné chyby nevychýleně, zatímco vypočtená reziduální variance jak analýzy neúplných bloků, tak analýzy nejbližších sousedů byla menší než skutečná variance pokusné chyby. Metoda vyhodnocení může za přítomnosti trendů značně ovlivnit ekonomiku zkoušení. Je-li cílem co nejpřesnější odhad vlivu pokusných členů, např. výnosnosti odrůd, ať již z důvodů ekonomických úspor nebo úspěchu šlechtitelské práce, nebo je-li nezbytné zkoušet současně velký počet pokusných členů, může rozpoznání systematických vlivů prostředí (trendů) a eliminace jejich vlivu podstatně snížit jak náklady, tak i plošnou výměru pozemků.

odrůdové pokusy; pokusný plán; analýza; neúplné bloky; nejbližší sousedé; ANOVA; simulace

ÚVOD

Polní pokusy se zpravidla zakládají za účelem co nejpřesnějšího zjištění rozdílů mezi výkonností odrůd, mezi účinky různých ošetření rostlin apod. Je-li počet pokusných členů velký, např. ve šlechtění nebo ve státních odrůdových zkouškách, zabírá každá dílčí parcela

pokusu jen malou část celkové pokusné plochy, takže nehomogenity prostředí (označované zpravidla výrazem „trendy“), např. nevyrovnaná úrodnost půdy, mohou mít značný vliv na hodnocený znak (např. výnos zrna), a tím zkreslit hodnocení pokusných členů. V zásadě existují dvě možnosti, jak zmírnit vliv trendů na výsledek pokusu:

- omezení počtu pokusných členů, použití většího počtu opakování, znáhodnění pokusného uspořádání pro co nejrovnoměrnější rozptyl trendů na všechny pokusné členy a provedení klasické analýzy variance (ANOVA),
- rozpoznání trendů na ploše pokusu, odstranění jejich vlivu na hodnocení znak a výpočet adjustovaných odrůdových průměrů oproštěných od vlivu trendů,
- kombinace obou uvedených postupů.

Znáhodněním pokusného plánu se vliv trendů náhodně rozptýlí na všechny pokusné členy, takže se systematické vlivy trendů změní na náhodné. Bylo vyvinuto mnoho důmyslných systémů randomizace, od prostého znáhodnění úplných bloků až po vyvážené nebo částečně vyvážené neúplné bloky (podrobně viz Cochran, Cox, 1957). Celková variance prostředí je však nezávislá na pokusném uspořádání, takže znáhodnění nezvyšuje celkovou přesnost výsledků, pokud nejsou průměry pokusných členů adjustovány aspoň částečnou eliminací vlivu trendů. Rozpoznáním trendů a eliminací jejich vlivu by přesnost výsledků měla být podobná jako v případě, že by pokusy byly založeny v homogenním prostředí bez trendů. V prostředí bez trendů je však způsob randomizace bez významu. Zůstává tak otevřena otázka přínosu důmyslného pokusného uspořádání, např. vyvážených neúplných bloků, proti prostému znáhodnění úplných bloků.

Pro eliminaci trendů existuje řada metod. Pro pokusy uspořádané ve vyvážených neúplných blocích vyvinul Yates (1936) dva postupy. První je založen na metodě nejmenších čtverců (LSQ) a je vhodný pro pokusy s výraznými trendy. Druhý je všeobecnější a využívá metody Maximum Likelihood. Jeho podstatou jsou vážené průměry z adjustovaných (metodou LSQ) a neadjustovaných průměrů, přičemž váha adjustace je odvozena od variance neúplných bloků a reziduální variance uvnitř neúplných bloků (Cochran, Cox, 1957). Tento postup je dnes obvykle označován zkratkou REML. Oba postupy rozpoznávají trendy stupňovitě, podle velikosti neúplných bloků. Plynulě rozpoznávání trendů umožňují metody využívající informací z rozdílů mezi hodnotami nejbližších sousedů (Nearest Neighbour Analysis – NNA). Těchto metod je dnes celá řada a využívají moderní výpočetní techniku. Výpočetní algoritmy vycházejí zpravidla z aditivního modelu, v němž hodnota pokusného dílce je dána součtem vlivu pokusného členu, hodnoty místního trendu a náhodné chyby. Využívají v podstatě metody LSQ nebo REML aplikované na postupně se překrývající malé neúplné bloky. Přehled nejrozšířenějších metod NNA uvádějí např. Kempton (1985), Gill (1991) a Pilarczyk (1998).

Zvýšení přesnosti odhadů odrůdových průměrů při různém způsobu eliminace trendů v reálných pokusech ve srovnání s neupravenými průměry je předmětem řady publikací. Cochran a Cox (1957) uvádějí jako průměr z různých citovaných prací zpřesnění výsledků o 25 % analýzou neúplných bloků. Pilarczyk (1998) uvádí jako průměr ze 436 odrůdových pokusů

v Polsku zpřesnění výsledků o zhruba 15 % analýzou neúplných bloků a o 33 % analýzou nejbližších sousedů (metoda – Williams, 1986). Správnost takového závěru však závisí na správnosti odhadu efektivní chyby. Ve skutečnosti nelze v reálném pokusu zjistit, jaký vliv mělo pokusné uspořádání a eliminace trendů na přesnost získaných informací, protože bychom k tomu museli znát, jaký byl skutečný průběh trendů a skutečný vliv pokusných členů (což neznáme). Simulace polního pokusu na počítači však umožňuje znát hodnotu těchto proměnných, jejichž součet společně se simulovanou chybou na každém pokusném dílci simuluje hodnotu zjišťovanou v reálném pokusu, např. výnos parcely. Při vyhodnocení simulovaného pokusu se postupuje tak, jako bychom neznali skutečný průběh trendů, vlivy pokusných členů a chyby, ale snažili se je ze simulovaných parcelových výnosů danou metodou odhadnout. Variance rozdílů mezi vypočtenými a skutečnými vlivy pokusných členů je pak objektivním měřítkem přesnosti různých metod vyhodnocení a vlivu pokusného uspořádání. I když zpřesnění výsledků eliminací trendů bylo simulacemi nezávisle doloženo již v řadě prací – rozsáhlé simulace provedli zejména Borg (1988), Herd a Lill et al. (1988), není dostatečně známo, zda je pokusné uspořádání ve vyvážených neúplných blocích přínosem pro přesnost výsledků získaných různými metodami vyhodnocení.

MATERIÁL A METODY

Základem simulace byl pokus s 36 odrůdami v šesti úplných blocích. V jedné řadě simulací sestávaly úplné bloky z plně vyvážených neúplných bloků po šesti parcelách (viz pokusné uspořádání na obr. 1). V druhé řadě simulací byl každý úplný blok znáhodněn bez jakéhokoliv omezení a poté rozdělen po šesti sousedících parcelách do nevyvážených neúplných bloků (viz pokusné uspořádání na obr. 2).

Průběh a velikost trendů byly zvoleny tak, aby se co nejvíce přibližovaly reálným situacím. Trendy byly ve všech simulovaných pokusech shodné a jsou znázorněny na obr. 3.

Variance simulovaných trendů a variance odrůd činily 5,8 a 3,0. Výnos každé parcely byl simulován součtem vlivu odrůdy, vlivu trendu a náhodně kvazinnormálně rozdělené chyby, která byla získána součtem 24 náhodných hodnot rozdělených rovnoměrně mezi 0 a 1 s variancí 1/12, takže variance chyby činila v průměru $24 \times 1/12$, tj. 2. Každý pokus byl opakován desetkrát, pokudž s jinými, nezávisle získanými náhodnými čísly. Vliv odrůdy je uveden v tab. I.

K vyhodnocení pokusů byly použity tyto metody:

1. ANOVA úplných znáhodněných bloků, při níž vlivy pokusných členů jsou odhadovány z prostých průměrů z opakování a variance chyby je odhadována jako reziduální variance uvnitř úplných bloků.
2. Adjustace průměrů odečtením vlivů neúplných bloků, odhadnutých metodou nejmenších čtverců. Vari-

I	II	III	IV	V	VI
1	25	4	21	11	31
2	29	19	28	25	9
3	26	13	33	36	1
4	28	30	15	17	25
5	30	12	4	21	16
6	27	31	10	3	23
7	1	33	24	35	19
8	3	16	27	18	34
9	5	8	35	23	7
10	2	5	12	26	3
11	6	24	17	10	29
12	4	29	6	2	18
13	9	23	36	29	13
14	12	10	2	8	22
15	7	35	8	24	32
16	11	2	14	16	11
17	8	18	30	33	5
18	10	26	20	5	26
19	18	34	7	4	30
20	15	14	18	30	14
21	13	6	34	19	20
22	16	9	29	31	36
23	14	22	19	13	8
24	17	28	3	12	2
25	31	32	11	1	4
26	34	15	13	32	28
27	32	7	5	7	15
28	36	27	22	20	21
29	33	1	26	15	33
30	35	20	32	27	10
31	19	25	9	6	12
32	22	17	16	28	6
33	20	11	31	14	27
34	23	3	25	22	17
35	21	36	23	34	24
36	24	21	1	9	35

1. Plán uspořádání pokusů ve vyvážených neúplných blocích – Balanced incomplete block design used in the simulations

Čísla představují jednotlivé pokusné členy; fyzické bloky svisle – The figures indicate the treatments; physical blocks vertically

ance chyby byla odhadována jako variance zbytku po odečtení vlivu pokusných členů a neúplných bloků od hodnot jednotlivých parcel. Schéma tohoto postupu je znázorněno na obr. 4.

3. Adjustace průměrů eliminací průběžného trendu, odhadnutého na základě NNA pomocí softwaru ANOFT (Schwarzbach, 1984), jehož výstupem byly vážené odrůdové průměry z adjustovaných a neadjustovaných odrůdových průměrů. Jako váha adjustace byl použit odhadnutý podíl variance trendu na celkové varianci prostředí, analogický postupu REML.

Variance chyby byla odhadována jako variance zbytku po odečtení vlivu pokusných členů a trendu od hodnot jednotlivých parcel. Schéma tohoto postupu je znázorněno na obr. 5.

Každý ze simulovaných pokusů byl uvedenými metodami hodnocen jednak celý (tj. všech šest opakování), jednak odděleně opakování 1 až 3 a opakování 4 až 6 jako samostatné polní pokusy s třemi opakováními. Z obr. 3 je zřejmé, že opakování 1 až 3 se vyznačovala silnými trendy, opakování 4 až 6 slabými, což umožňovalo hodnotit i vliv velikosti trendu na přesnost výsledků. Variance rozdílů mezi vypočtenými a skutečnými odrůdovými průměry sloužila jako měřítko

I	II	III	IV	V	VI
11	20	19	31	24	5
1	18	4	35	21	22
24	11	2	8	27	28
12	1	7	6	20	30
18	31	35	10	30	4
19	8	34	19	8	32
26	13	17	9	29	29
16	32	18	18	18	24
35	10	36	13	33	18
36	6	13	21	26	20
30	15	30	3	5	16
14	28	12	22	14	2
34	33	32	14	6	8
6	5	6	16	3	36
4	24	26	36	9	34
33	17	11	24	7	14
9	14	14	23	10	17
3	34	16	33	19	35
21	21	5	32	13	19
7	30	27	11	15	11
8	7	22	26	22	7
2	19	25	12	4	31
17	16	8	5	1	13
15	22	28	25	36	23
5	4	10	1	23	9
27	12	20	29	31	21
10	23	23	27	25	27
20	3	21	20	35	3
25	36	15	7	11	26
28	2	24	34	16	10
23	26	1	4	28	6
22	27	9	15	32	1
29	9	31	17	34	33
13	29	33	28	12	12
32	25	29	2	2	15
31	35	3	30	17	25

2. Plán uspořádání pokusů v úplných znárodněných blocích – Randomised complete block design used in the simulations

Čísla představují jednotlivé pokusné členy; fyzické bloky svisle – The figures indicate the treatments; physical blocks vertically

přesnosti srovnávaných metod, resp. jako měřítko účinnosti randomizačního plánu. Vynásobením této hodnoty počtem opakování byla získána skutečná efektivní variance chyby daného vyhodnocení, kterou bylo možno porovnat s vypočtenou reziduální variancí (vypočtenou jako variance zbytků po odečtení odhadnutých vlivů odrůdy a trendu od výchozích hodnot parcel). Reziduální variance je odhadem efektivní chyby pokusu a slouží v reálných polních pokusech k výpočtu minimální průkazné diference mezi pokusnými členy.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Vliv pokusného uspořádání a metody vyhodnocení na přesnost odhadů vlivu pokusných členů je shrnut v tab. II.

Z výsledků je zřejmé, že odrůdové průměry oproštěné od vlivu trendů byly podstatně přesnější než neadjustované průměry, a to v té míře, že adjustované průměry z pouhých tří opakování byly co do přesnosti rovnocenné neadjustovaným odrůdovým průměrům ze šesti opakování. Obě metody adjustace byly téměř rovnocenné. Mírně lepší výsledky s analýzou nejbližších sousedů v případě silných trendů lze sice očekávat

I	II	III	IV	V	VI
-2.6	-8.4	-5.0	-1.9	1.2	0.5
-2.6	-8.5	-4.8	-1.9	1.3	0.4
-2.2	-8.4	-4.6	-1.8	1.5	0.1
-1.5	-8.0	-3.7	-1.8	2.0	0.2
-0.8	-7.4	-3.3	-1.8	1.8	0.7
-0.3	-6.4	-2.9	-1.8	1.8	1.2
0.1	-5.8	-3.2	-1.8	1.3	1.6
0.5	-4.9	-3.7	-1.8	1.2	1.8
0.9	-4.9	-4.2	-1.5	0.9	1.9
1.2	-4.5	-4.4	-1.5	1.1	1.7
1.5	-4.1	-4.2	-1.5	1.4	1.2
1.9	-3.5	-3.6	-1.4	1.5	0.8
2.2	-2.3	-2.7	-0.9	1.4	0.5
2.2	-1.2	-1.8	-0.3	1.4	0.3
2.0	0.0	-0.9	0.3	1.5	0.1
1.7	0.9	0.2	0.8	1.6	0.0
1.5	1.6	1.0	1.3	1.6	0.3
1.3	2.2	1.6	1.6	1.7	1.0
1.2	2.4	1.8	1.6	2.0	1.6
1.1	2.4	1.8	1.4	2.5	1.9
0.8	2.1	1.8	1.1	2.6	1.7
0.3	1.9	1.8	1.0	2.3	1.7
-0.1	1.8	1.8	0.9	2.0	1.8
-0.2	1.6	1.7	0.8	1.7	1.8
-0.1	1.3	1.5	0.2	1.4	1.9
0.2	1.0	1.4	-0.5	1.3	1.7
0.3	0.8	1.4	-0.9	1.4	1.6
0.3	0.5	1.5	-0.8	1.8	1.4
0.3	0.1	1.5	-0.3	2.5	1.8
0.4	-0.6	1.4	0.4	3.0	2.2
0.4	-1.6	0.7	0.8	3.2	2.6
0.6	-2.8	0.3	0.8	3.0	2.7
0.7	-4.0	-0.9	0.8	2.5	2.8
0.4	-4.9	-1.5	0.3	2.0	2.8
0.1	-5.3	-2.3	0.0	1.7	2.8
-0.1	-5.5	-2.4	-0.1	1.6	2.8

I. Simulovaný vliv odrůd – Simulated treatment effect

Odrůda	Vliv	Odrůda	Vliv	Odrůda	Vliv
1	1.92	13	-1.08	25	-2.91
2	2.59	14	2.42	26	-0.25
3	-1.58	15	2.25	27	-1.91
4	-2.41	16	-1.75	28	0.09
5	-0.41	17	0.92	29	-1.41
6	0.75	18	-1.25	30	-0.08
7	1.59	19	2.09	31	-2.08
8	-2.58	20	2.92	32	-0.75
9	1.75	21	0.25	33	0.42
10	0.59	22	-0.91	34	1.42
11	-0.58	23	2.75	35	1.25
12	-2.25	24	1.09	36	-2.75

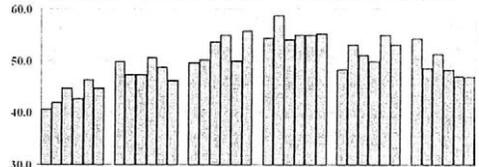
3. Hodnota trendu na jednotlivých parcelách – Trend value on individual plots

Fyzické bloky svisle, stínování je úměrné hodnotě trendu – Physical blocks vertically, gray-scale according to trend

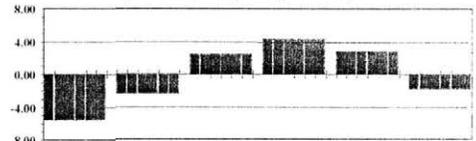
v důsledku stupňovitěho rozpoznávání trendů analýzou neúplných bloků, rozdíly však nebyly velké a byly na hranici statistické průkaznosti. K jejich potvrzení by bylo zapotřebí většího počtu simulací. Podstatného zlepšení přesnosti výsledků oproti ANOVA úplných znárodněných bloků však bylo dosaženo jen při silných trendech. Při slabých trendech byly adjustované a neadjustované odrůdové průměry zatíženy zhruba stejnou chybou.

Uspořádání pokusu ve vyvážených neúplných blocích nezvyšuje přesnost odrůdových průměrů ani bez adjustace, ani s adjustací, a to jak při silných trendech (opakování I až 3), tak při slabých trendech (opakování 3 až 4). Při výskytu silných trendů (v opakováních I až 3), kde by se teoreticky měla výhoda vyvážených neúplných bloků projevit nejvíce, bylo dokonce pokusné uspořádání ve vyvážených neúplných blocích zatíženo v průměru větší chybou než při jednoduchém znárodnění úplných bloků. Podstatný je rovněž výsledek, že rozpoznání trendů bylo v pokusech s úplnými znárodněnými bloky přinejmenším stejně úspěšné jako při pokusném uspořádání ve vyvážených neúplných blocích. Vyvážené uspořádání pokusu zřejmě není nutným předpokladem pro optimální rozpoznání trendů. Ze získaných výsledků proto nelze odvodit žádnou přednost vyvážených neúplných bloků vůči prostému znárodnění

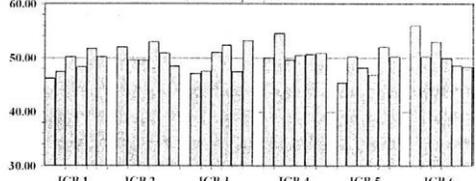
1. SKUTEČNÉ VÝNOSY JEDNOTLIVÝCH PARCEL (observed plot yields)



2. ODHAD VLIVŮ BLOKŮ METODOU NEJMENŠÍCH ČTVERCŮ (estimated effects of incomplete blocks)



3. PARCELOVÉ VÝNOSY PO ODEČTENÍ VLIVU BLOKŮ (detrended plot yields)



4. Zjednodušené schéma adjustace analýzou neúplných bloků – Simplified scheme of adjustment using incomplete block analysis

úplných bloků. Bylo by však nesprávné generalizovat, že vyvážené pokusné plány jsou pro praxi zbytečné, neboť mohou být voleny i z jiných důvodů, než které byly zkoumány v tomto příspěvku. Zejména když dochází ke zkrácení výsledků meziparcelovou interferencí (Kemp-ton, 1998), např. v důsledku velkých rozdílů ve výšce rostliny u nových zkoušených odrůd. V takovém případě je účelné volit pokusné uspořádání zamezující opakování sousedů. Tomuto požadavku např. vyhovují vyvážené neúplné bloky.

Analýza simulovaných pokusů umožňuje i srovnání přesnosti odhadu variance pokusné chyby, od níž je odvozována minimální průkazná diference. V tab. III jsou porovnány odhadnuté a skutečné reziduální chyby všech sérií simulovaných pokusů.

Z tohoto srovnání vyplývá, kromě již zmíněného zpřesnění výsledků eliminací trendů, že ve zkoumaných sériích pokusů byla reziduální variance jak při analýze neúplných bloků, tak i při analýze nejbližších sousedů skoro vždy menší než variance skutečné po-

II. Přesnost odrůdových průměrů v závislosti na způsobu vyhodnocení pokusů a na způsobu znáhodnění – The effect of trial design and method of evaluation on the precision of estimates of treatment effects

Opakování ¹	Metoda vyhodnocení pokusu ²					
	prosté průměry ³		analýza neúplných bloků ⁴		analýza nejbližších sousedů ⁵	
	BIB	RCB	BIB	RCB ^{x)}	BIB	RCB
1–6	1.16 ^a	0.97 ^a	0.52 ^b	0.51 ^b	0.46 ^b	0.47 ^b
1–3	3.45 ^a	2.80 ^a	1.49 ^b	1.11 ^b	1.09 ^b	0.86 ^b
4–6	0.85 ^b	1.06 ^b	0.89 ^b	0.93 ^b	0.81 ^b	1.04 ^b

Každá hodnota v tabulce představuje varianci skutečné chyby odrůdových průměrů, tj. odchylek vypočtených odrůdových průměrů od skutečných, a je průměrem z 10 nezávisle simulovaných pokusů. Hodnoty označené stejným písmenem nejsou v témže řádku průkazně odlišné ($P \leq 0.01$)

Each figure represents the true error of variety means, i.e. the variance of deviations of estimated means from true variety means, obtained from ten independently simulated trials. Values marked with the same letter are not significantly different within the same row ($P \leq 0.01$)

BIB = uspořádání ve vyvážených neúplných blocích – balanced incomplete blocks

RCB = uspořádání ve znáhodněných úplných blocích – randomised complete blocks

^{x)} = znáhodněné úplné bloky rozdělené po šesti parcelách do (nevzávážených) neúplných bloků – randomised complete blocks dissected into non-balanced incomplete blocks

5. Zjednodušené schéma adjustace analýzou nejbližších sousedů – Simplified scheme of Nearest Neighbour adjustments

¹replicate, ²method of evaluation, ³means, ⁴incomplete block analysis, ⁵Nearest Neighbour Analysis

III. Odhad variance pokusné chyby v závislosti na pokusném plánu a na metodě vyhodnocení – The effect of trial design and method of trial evaluation on the estimation of error variance

	Metoda vyhodnocení pokusů ¹								
	ANOVA úplných bloků ²			analýza neúplných bloků ³			analýza nejbližších sousedů ⁴		
	skutečnost ⁵	odhad ⁶	%	skutečnost	odhad	%	skutečnost	odhad	%
1. vyvážené neúplné bloky⁷									
Opakování ⁸ 1–6	6.9	5.8	84	3.1	2.4	77	2.7	2.2	81
Opakování 1–3	10.4	8.5	82	4.5	2.5	56	3.3	2.0	61
Opakování 4–6	2.5	3.1	124	2.7	2.3	85	2.4	2.5	104
2. znáhodněné úplné bloky⁹									
Opakování 1–6	5.8	6.0	103	3.1	2.2	71	2.8	2.4	86
Opakování 1–3	8.4	9.4	112	3.3	2.7	82	2.6	2.4	92
Opakování 4–6	3.2	2.7	84	2.8	2.1	75	3.1	2.2	71

Každá hodnota v tabulce je průměrem z 10 nezávisle simulovaných pokusů. Variance skutečné (efektivní) pokusné chyby je vypočtena z variance rozdílů mezi skutečnými a vypočtenými odrůdovými průměry. Odhad variance pokusné chyby je reziduální variancí dané metody vyhodnocení

Each figure is a mean from 10 independently simulated trials. The true error variance is calculated from the variance of deviations of true from estimated treatment effects. The estimated error variance is the residual variance obtained with the given method

¹method of evaluation, ²ANOVA of complete blocks, ³incomplete block analysis, ⁴Nearest Neighbour Analysis, ⁵true, ⁶estimation, ⁷balanced incomplete blocks, ⁸replicate, ⁹randomised complete blocks

kusné chyby, zatímco ANOVA úplných znáhodněných bloků, ač podstatně méně přesná, odhadovala skutečnou chybu v podstatě správně. Podobně jako u přesnosti odhadu vlivů pokusných členů (odrůd), vyváženost neúplných bloků nepříspěla k přesnějšímu odhadu pokusné chyby; jednoduše znáhodněné úplné bloky a vyvážené neúplné bloky byly v tomto ohledu rovnocenné. Příčina podhodnocení nespočívá v neadekvátnosti matematického modelu, což je patrné z toho, že simulovaná variance chyby o hodnotě 2,0 byla ve všech případech menší než jak skutečná, tak i odhadovaná reziduální variance. To znamená, že trendy nebyly žádnou z metod rozpoznány a eliminovány úplně, takže nerozeznatelná a neodstranitelná část trendu nadále snižovala přesnost výsledků a stala se součástí variance skutečné chyby.

LITERATURA

- BORG, H. H. (1988): Vergleich von Methoden der Nachbarschaftsanalyse (Nearest Neighbour Analysis) mit der Varianzanalyse von vollständigen und unvollständigen Blockanlagen. [Dissertation.] Landw. Fakultät der Martin-Luther-Univ. Halle-Wittenberg. 96 s.
- COCHRAN, W. G. – COX, G. M. (1957): *Experimental Designs*. 2nd ed. N. York, London, Sydney, J. Wiley. 617 s.
- GILL, P. S. (1991): A bibliography of Nearest Neighbour methods in design and analysis of experiments. *Biometr. J.*, 33: 455–459.
- HERDAM, H. (1989): Die Effizienz von Schätzverfahren für quantitative Parameter in der Pflanzenzüchtung. *Vortr. Akad. D. Landwirtschaftswiss. Reihe A1, Vol. 8*: 84–98.
- KEMPTON, R. A. (ed.) (1985): *Spatial methods in field experiments*. Biometric Society Workshop, Univ. of Durham, U.K., 13. 12. 1984.
- KEMPTON, R. A. (1998): Models and design for experiments with carryover of treatment effects. *Czech J. Genet. Plant Breed.*, 34: 139–143.
- LILL, W. J. – GLEESON, A. C. – CULLIS, B. R. (1988): Relative accuracy of a neighbour model for field experiments. *J. Agric. Sci.*, 111: 339–346.
- PILARCZYK, W. (1998): The use of incomplete blocks analysis in Polish variety testing trials. *Czech J. Genet. Plant Breed.*, 34: 145–149.
- SCHWARZBACH, E. (1984): A new approach in the evaluation of field trials. The determination of the most likely genetic ranking of varieties. In: *Proc. EUCARPIA Cer. Sect. Meet., Vorträge für Pflanzenzüchtung, Vol. 6*: 249–259.
- WILLIAMS, E. R. (1986): A neighbour model for field experiments. *Biometrika*, 73: 279–287.
- YATES, F. (1936): A new method of arranging variety trials involving a large number of varieties. *J. Agric. Sci.*, 26: 424–455.

Received on November 4, 1998

Contact Address:

RNDr. Erik Schwarzbach, Dr. agr. habil., Václavov 23, 671 72 Miroslav, Česká republika, tel./fax: 0621/33 38 78

NOVÉ ODRŮDY – NEW VARIETIES

Pšenice jarní Aranka

Registrována: Česká republika, 1998

Šlechtitelská práva: SELGEN, a. s., Praha, Česká republika

Šlechtitel a udržovatel: SELGEN, a. s., Šlechtitelská stanice Úhřetice

Rodokmen: Planet/U6223/Komuna-6/U691

Metoda šlechtění — rodokmenová: Křížení bylo provedeno v roce 1987, výběry klasů byly zahájeny v F₂, reselekcce klasů byla opakována v generaci F₃, v F₄ dvojřádkové mikroparcely, v F₅ první výnosové zkoušky na parcelách 7 m², od generace F₆ byl hodnocen výnos zrna postupně ve staničních a mezistaničních zkouškách na parcelách 10 m² ve 2–4 opakováních. Selekcce na odolnost k padlí travnímu, rzím (žluté, pšeničné a travní) a bráničnatce byla prováděna od generace F₂ v podmínkách umělé a přirozené polní infekce. Od generace F₇ byly prováděny testy ke zjištění odolnosti k *Fusarium* sp. a viru žluté zakrslosti ječmene (BYDV). Podrobnější hodnocení znaků pekařské jakosti a odolnosti k porůstání zrna bylo prováděno od generace F₆. Udržovací šlechtění bylo zahájeno v generaci F₈. Po tříletém zkoušení v registračních zkouškách ÚKZÚZ bylo novošlechtění SG-U202 registrováno v roce 1998 pod názvem Aranka (generace F₁₁).

Odolnost k chorobám: Ve srovnání s kontrolními odrůdami má Aranka vyšší odolnost k padlí travnímu a rzím (žluté, pšeničné a travní). Odolnost k bráničnatce plevové a běloklasosti je střední, vykazuje střední rezistenci k viru žluté zakrslosti ječmene (BYDV).

Genetické založení odolnosti: Aranka má specifickou odolnost ke rzi travní, rase 11, odolnost ke rzi žluté je pravděpodobně řízena genem *Yr2*.

Jakost: Pekárenská – A. Gluteninové podjednotky 1, 14 + 15, 5 + 10, obsah vlhkého lepku v rozmezí 21–24 %, vyšší obsah bílkovin (12,7 %), vyšší sedimentační hodnota (60 ml – SDS), číslo poklesu kolem 300 s, vyšší objemová hmotnost (79,6 kg/hl), měrný objem pečiva (RMT) 507 cm³/100 g. Odolnost k porůstání zrna je dobrá.

Výnos zrna: V průměru registračních zkoušek ÚKZÚZ v letech 1995–1997 činil 105 % výnosu standardních odrůd jakosti A + B, 106 % výnosu standardních odrůd jakosti A.

Ostatní vlastnosti: Poloraná odrůda s kratším stěblem (84 cm), s dobrou odolností proti poléhání. Klas je osinatý, bílý, Jehlancovitý, středně řídký.

Spring wheat Aranka

Registered: Czech Republic, 1998

Breeders rights: SELGEN, a.s., Prague, Czech Republic

Breeder and maintainer: SELGEN, a.s., Plant Breeding Station Úhřetice

Pedigree: Planet/U6223/Komuna-6/U691

Breeding method – pedigree: Year crossing 1987. Individual ear selection started in F₂, selection of ears was repeated in F₃. Evaluation of double rows (microplots) in F₄, in F₅ first yield trials on 7 m² plots. Yield was evaluated since F₆ progressively on more locations with plot size 10 m² in 2–4 replications. Screening for resistance to mildew, rusts (yellow, brown and stem) and *Septoria nodorum* was practised from F₂ under artificial and natural infections in field trials. Testing to *Fusarium* sp. and barley yellow dwarf virus (BYDV) started in F₇. More detailed analyses for characters of baking quality and sprouting resistance were performed since F₇. Maintenance breeding started in F₈. After three years of the official trials the line SG-U202 was registered in 1998 as variety Aranka in F₁₁ generation.

Disease resistance: In comparison to the standard varieties Aranka was more resistant to mildew and rusts (brown, yellow and stem). Resistance to *Septoria nodorum*, foot diseases and BYDV was moderate.

Resistance genes: Aranka had specific resistance to stem rust (race 11), resistance to yellow rust probably controlled by *Yr2* gene.

Quality: Baking quality – A. Glutenin subunits 1, 14 + 15, 5 + 10, wet gluten content ranged from 21 to 24%, higher protein content (12.7%), higher sedimentation value (60 ml – SDS), falling number around 300 s, higher test weight (79.6 kg/hl), loaf volume around 507 cm³/100 g (RMT). Good sprouting resistance.

Grain yield: In average of the official variety trials in the years 1995–1997 it amounted 105% to the standards of A + B quality, 106% to the standards of A quality.

Other characters: A medium early variety, with short stem (84 cm) and good lodging resistance. The spike is awned, white, tapering shape with lax density.

Ing. Pavel Amler

SELGEN, a. s., Šlechtitelská stanice Úhřetice, 538 32 Úhřetice

Tel.: + 420 455/69 29 13, fax: + 420 455/69 29 39

Pšenice jarní Leguan

Registrována: Česká republika, 1998; Rakousko a země EU, 1997; Slovenská republika, 1998

Šlechtitelská práva: SELGEN, a. s., Praha, Česká republika

Šlechtitel a udržovatel: SELGEN, a. s., Šlechtitelská stanice Stupice

Rodokmen: kříženc stupických šlechtitelských linií ST234-84 x ST174-83, ST234-84 = RENA x (MIRONOVSKÁ 808 x SIETE CERROS), ST174-83 = (SLAVIA x UH209) x (mutace OKTAVIA x NADADORES)

Metoda šlechtění – rodokmenová: Obě stupické linie jarní pšenice, které byly použity pro křížení, byly pokročilé materiály zkušební ve státních nebo mezistátních zkouškách. Výsledky tohoto křížení potvrdily předpoklady o zlepšení selektivního zisku při použití ozimých pšenice v programu křížení jarní pšenice. Lepší výsledky byly zaznamenány v našem programu při trojcestném křížení jedné odrůdy ozimé pšenice se 2 odrůdami pšenice jarní, protože ve štepící populaci převládá jarní charakter. V rodokmenu odrůdy Leguan jsou zastoupeny 2 odrůdy ozimé pšenice: MIRONOVSKÁ 808 a SLAVIA, 2 odrůdy jarní pšenice za šlechtění CIMMYT v Mexiku – NADADORES a SIETE CERROS, česká odrůda jarní pšenice RENA a 2 novošlechtěné jarní pšenice: mutace z odrůdy OKTAVIA a UH 209. Individuální výběry rostlin byly zahájeny od generace F₂, selekce rostlin byly opakovány i v F₃ a F₄. V generaci F₅ byly sklizeny dvouřádkové mikroparcely. Výnosové hodnocení bylo zahájeno od generace F₆. V podmínkách přirozené polní infekce byly hodnoceny choroby ve šlechtitelských školkách od F₁ až do konce šlechtitelského cyklu. Pod umělými infekcemi směsí ras rzi (plevové, travní, pšeničné) a padlí travního byly testovány generace F₂ a dále F₆ a F₉. Skleníkové testy směsí ras padlí travního na mladých rostlinkách byly zařazeny v F₆ až F₉. Hodnocení jakosti na sedimentační hodnotu, obsah bílkovin, obsah a kvalitu lepku bylo zařazeno v generaci F₁, dále pak od F₅ až do registrace odrůdy. Od generace F₈ se zkoušeli rozšířilo o mixografické hodnocení a pekařský pokus v automatickém pečícím přístroji Panasonic.

Od generace F₈ bylo zahájeno udržovací šlechtění. Novošlechtění SG-S271 bylo zkoušeno v registračních zkouškách České republiky a v rakouských státních odrůdových zkouškách v letech 1994–1997 a bylo registrováno jako odrůda Leguan v generaci F₁₂.

Odolnost k chorobám: Polní odolnost k padlí travnímu je střední až dobrá. Ve skleníkových testech na mladých rostlinách má odrůda velmi dobrou odolnost k padlí travnímu. Podle provokačních testů VÚRV Praha-Ruzyně je odrůda Leguan odolná ke rzi plevové a náchylná ke rzi travní a vykazuje mírnou rezistenci k viru zakřeslé mozaiky čimene (BYDV). Odolnost ke rzi pšeničné a bráničnatkám podle polního hodnocení na velkém počtu zkušeben v pokusech ŮKZÚZ je střední.

Jakost: Pekárenská kategorie B. Hlavním důvodem zařazení této odrůdy do kategorie B je menší objem pokusných bochníčků v Rapid Mix testu. Hodnoty sedimentačního testu jsou vysoké (57–60 ml), vyhovují hodnoty procenta bílkovin (12,5), objemové hmotnosti i vzhledu mouky. Leguan má vysoké číslo poklesu (309 s) a dobrou odolnost proti porůstání zrna v klase. Gluteninové jednotky markerují dobrou pekárenskou jakost (1, 7 + 9, 5 + 10).

Výnos zrna: Prokazuje značnou adaptabilitu a výnosově se uplatňuje ve všech oblastech ČR. Nadprůměrné výnosové výsledky měla tato odrůda i v Rakousku a ve farmářských pokusech v Dánsku.

Ostatní vlastnosti: Délkou vegetační doby se řadí do skupiny poloraných odrůd, s kratší délkou stěbla a střední odolností k poléhání. Klas je bílý, osinatý, Jehlancovitý. Zrno má červenou barvu a je středně velké (HTZ kolem 38 g.).

Spring wheat Leguan

Registered: Czech Republic, 1998, Austria and EU, 1997, Slovak Republic, 1998

Plant breeders rights: SELGEN, a.s., Prague, Czech Republic

Breeder and maintainer: SELGEN, a.s., Plant Breeding Station Stupice

Pedigree: Crossing of breeding lines ST234-84 x ST174-83, ST234-84 = RENA x (MIRONOVSKÁ 808 x SIETE CERROS), ST174-83 = (SLAVIA x UH209) x (mutation OKTAVIA x NADADORES)

Breeding method – pedigree: Both lines from Stupice breeding used for crossing were tested in Official State Trials. Results from this cross confirmed the assumption about higher selection advance in crossings between winter and spring varieties in spring wheat breeding programme. Our results in crosses between spring and winter varieties were better on three-way crossed with one winter and two spring wheat varieties, because in the progenies predominated spring character. There were 2 winter wheat varieties: MIRONOVSKAYA 808 and SLAVIA, 2 spring wheats from CIMMYT programme in Mexico: NADADORES and CIETE CERROS. 1 Czech spring wheat variety RENA and 2 spring wheat lines: mutation from OKTAVIA and UH 209 in the pedigree of Leguan. Since F₂ generation started selection on single-plant basis. Single plants remained the basis for selection also in F₃ and F₄ generations. In F₅ two row microplots were evaluated. Yield trials started in F₆. Diseases in breeding nurseries were evaluated under natural epiphytotics from F₁ till the end of breeding process. Artificial inoculations with mixture of races of rusts (yellow, brown and stem) and mildew were used in F₂ and then from F₆ till F₉, *Septoria nodorum* and head blight (*Fusarium* spp.) in F₈, F₉. Greenhouse tests for mildew resistance on seedlings were done since F₆ to F₈. The screening for quality traits started with rapid methods: sedimentation (SDS), protein percentage (Infratec), later on with gluten quality from F₁ then in F₅ till the registration. The quality evaluation was extended since F₈ with mixograph and baking tests in Panasonic Automatic Bread Maker.

Maintenance breeding started in F₈. The line SG-S271 was tested in Official Trials of Czech Republic since 1995 to 1997, Austria in 1994–1997 and registered as variety Leguan in F₁₂.

Disease resistance: Field resistance to powdery mildew is good, in seedling tests in greenhouse very good. According to tests of Research Institute of Plant Production Prague-Ruzyně the variety Leguan has very good resistance to yellow rust, moderate resistance to barley yellow dwarf virus (BYDV) but it is susceptible to stem rust. In multilocation evaluation the field resistance to brown rust and *Septoria nodorum* is moderate.

Grain quality: In Official Tests Leguan was characterised by bread making quality of class B, due to lower volume of the loaves. Other quality parameters are very good (sedimentation value, protein %, test weight, water absorption, falling number and resistance to sprouting). Glutenin subunits indicate good baking quality: 1, 7 + 9, 5 + 10.

Grain yield: Leguan has very good adaptability and has high yields in all regions of Czech Republic, in Austria and also in Denmark.

Other characters: In the maturity it is intermediate, it has shorter length of straw and medium resistance to lodging. The ear is white with awns and it has pyramide shape. The grain is red with middle TKW (38 g.).

Ing. Alena Hanišová, Ing. Miloš Haniš, CSc.,
SELGEN a. s., Šlechtitelská stanice Stupice, 250 84 Sibřina
Tel.: + 420 81 97 24 62, fax: + 420 81 97 04 65

REJSTRÍK JMENNÝ – NAME INDEX

Bartoš P., Hanušová R., Blažková V., Škorpík M.: Odrůda pšenice Amigo a linie W49 jako zdroje rezistence k chorobám Wheat cultivar Amigo and line W49 as sources of disease resistance	49
Bradová J., Sýkorová S., Šašek A.: Hordeinový a esterázový polymorfismus odrůd ječmene registrovaných v roce 1997 v České republice Hordein and esterase polymorphism of barley varieties registered in the Czech Republic in 1997	131
Cagaš B.: Výskyt endofytních hub rodu <i>Neotyphodium</i> v semenech některých druhů trav The incidence of endophytic fungi <i>Neotyphodium</i> in seeds of some grass species	17
Černý J., Šašek A., Popová K., Bradová J., Langer I.: Stanovení genetické struktury odrůdy ječmene jarního Trumpf pomocí hordeinových signálních genů Determination of genetic structure of spring barley variety Trumpf by means of hordein signal genes	55
Griveau Y., Serieys H., Cleomene J., Belhassen E.: Yield evaluation of sunflower genetic resources in relation to water supply Hodnocení genetických zdrojů slunečnice v závislosti na suchovzdornosti	11
Kempton R. A.: Models and designs for experiments with carryover of treatment effects Modely a schémata pro pokusy s přenosem efektů variant	139
Košner J., Bartoš P., Pánková K.: Monosomická analýza rezistence ke rzi pšeničné odrůdy Siria Monosomic analysis of leaf rust resistance in the wheat cultivar Siria	127
Martynov S., Dobrotvorskaya T., Stehno Z., Dotlačil L.: Cluster analysis of Czechoslovak and Czech winter wheat cultivars based on coefficients of parentage Klastrová analýza československých a českých odrůd ozimé pšenice založená na koeficientech příbuznosti	87
Petr P.: Hodnocení rezistence k viru svinutky brambor (PLRV) u vybraných klonů brambor Evaluation of resistance to potato leaf-roll virus (PLRV) in selected potato clones	21
Pilarczyk W.: The use of incomplete block analysis in Polish variety testing trials Využívání analýzy vyvážených neúplných bloků v polských odrůdových zkouškách	145
Řepková J., Nedělník J.: Selection of embryogenic genotypes of alfalfa (<i>Medicago sativa</i> L.) and their utilisation in the selection of plants resistant to fusaric acid Selekce embryogenních genotypů vojtěšky (<i>Medicago sativa</i> L.) a jejich využití při selekci rostlin rezistentních ke kyselíně fusarové	45
Sáková L., Čurn V.: Identifikace a klasifikace vybraných odrůd brukvovitých plodin a dihaploidních linií řepky pomocí RAPD markerů Identification and classification of selected cruciferous species and rape double haploid lines using RAPD markers	61
Schwarzbach E.: The <i>mlo</i> based resistance of barley to mildew and the response of mildew populations to the use of varieties with the <i>mlo</i> gene Odolnost ječmene k padlí podmíněná genem <i>mlo</i> a reakce populace padlí na pěstování odrůd s genem <i>mlo</i>	3
Schwarzbach E.: Vliv pokusného plánu a eliminace trendů na přesnost výsledků v simulovaných odrůdových pokusech The effect of trial design and of detrending on the true error in simulated field trials	151
Stojaković M., Joeković D., Bekavac G., Purar B., Nastasić A., Vasić N.: Changes of agronomic traits in corn under the effect of S ₁ recurrent selection for resistance to stalk rot (<i>Fusarium graminearum</i>) Změny agronomických znaků kukuřice způsobené rekurentní selekcí S ₁ na rezistenci proti fuzariové hnilobě stěbla	121
Šašek A., Černý J., Bradová J.: Elektroforetická spektra gliadinů a VHM podjednotek gluteninů odrůd pšenice obecné, registrovaných v letech 1996 a 1997 Electrophoretic spectra of gliadins and high-molecular-weight subunits of glutenins in common wheat varieties registered in 1996 and 1997	95
Šíp V., Chrpová J., Škorpík M., Bobková L.: Characteristics of winter wheat varieties and lines carrying 'Norin 10' dwarfing genes Charakteristika odrůd a linií ozimé pšenice nesoucích geny zakrslosti z 'Norin 10'	81
INFORMACE – STUDIE – SDĚLENÍ – INFORMATION – STUDIES – REPORTS	
Hovmöller M. S.: Survey activities for fungal pathogens on cereals in Denmark Šetření zaměřená na houbové patogeny na obilninách v Dánsku	107

Meinel A., Unger O.: Breeding aspects of partial resistance to airborne pathogens in wheat Šlechtitelské aspekty částečné rezistence proti vzduchem přenášeným patogenům u pšenice	103
KRÁTKÉ SDĚLENÍ – SHORT COMMUNICATION	
Vacke J., Šíp V., Škorpík M.: Škodlivost viru žluté zakrslosti ječmene na ječmeni ozimém infikovaném v rané růstové fázi Barley yellow dwarf virus harmfulness on winter barley crops infected at an early growth stage	27
PŘEHLEDY – REVIEW	
Knappe B.: Rhizomania – a new problem in Czech sugar beet cultivation? Rizománia – nový problém při pěstování cukrovky v České republice?	111
Nedělník J., Řepková J.: Selekce rostlin <i>in vitro</i> na odolnost vůči vybraným patogenům s využitím sekundárních toxických metabolitů Plant selection <i>in vitro</i> for resistance to some pathogens using secondary toxic metabolites	69
Ondřej M., Rakouský S., Schützner K.: Transgeny pro toleranci k herbicidům Transgenic crops tolerant to herbicides	31
NEKROLOG	
Pešina K.: Za docentem RNDr. Janem Nečáskem, CSc.	80
NOVÉ ODRŮDY – NEW VARIETIES	
Amler P.: Pšenice jarní Aranka Spring wheat Aranka	157
Amler P., Bobková L.: Pšenice ozimá Alana Winter wheat Alana	43
Hanišová A., Haniš M.: Pšenice jarní Leguan Spring wheat Leguan	158
Konrád J.: Brambor Karmela Potato Karmela	117
Mohl J.: Brambor Krumlov Potato Krumlov	118
Svačina P.: Jarní ječmen Tolar Spring barley Tolar	77
Svačina P.: Jarní ječmen Heris Spring barley Heris	78
RECENZE	
Chloupek O.: J. Lekeš – Šlechtění obilovin na území Československa	102
Z VĚDECKÉHO ŽIVOTA – FROM THE SPHERE OF SCIENCE	
Hanišová A.: Ze VII. semináře šlechtitelů (Brno, 3. 2. 1998) From the VIIth breeder's seminar (Brno, 3rd Feb. 1998)	20
Horčíčka P.: Využití markerů při selekci ve šlechtitelských programech obilnin Application of marker aided selection in cereal breeding programs	30
Chloupek O., Polanecká Z.: 25. semenářský kongres ISTA v Pretorii (Jihoafrická republika) 25th Seed Congress of ISTA in Pretoria (South African Republic)	68
Nedělník J.: XV. generální kongres EUCARPIA 1998 XV EUCARPIA 1998 General Congress	126
Věchet L.: VII. mezinárodní kongres patologie rostlin 7th International Congress of Plant Pathology	110
ŽIVOTNÍ JUBILEUM	
Bareš I.: Životní jubileum prof. Ing. Antonina Kováčka, DrSc.	119

INSTRUCTIONS FOR AUTHORS

The responsibility for the contents of a manuscript rests with the authors. They are strongly advised to get a critical review before submitting a manuscript. The Editorial Board will decide on publication, after considering the manuscripts scientific importance, contribution and quality, and the opinions and reviews by experts.

The manuscript should be typed with a wide margin, double spaced on standard A4 paper. A PC diskette with the complete text and including references, tables and figure legends of graphical documentation should be provided with manuscript, indicating the used editor program.

Manuscript should consist of the following sections: Title page, Abstract, Keywords, an instruction, Materials and Methods, Results, Discussion, References, Tables, Legends to figures.

The Title page must contain a informative title, complete name(s) of the author(s), the name(s) and address(es) of the institution(s) where the work was done, and the telephone, fax and e-mail numbers of the corresponding author.

The **Abstract** shall not exceed 120 words. It should state in short and concise form what was done and how, and should contain basic numerical and statistical data from the results. Keywords follow the abstract; they are ranked from general to specific terms, and are written in lower case letters and separated by semicolons.

The introduction (without a subtitle) should consist of a short review of literature relevant and important for the study. The reason(s) for the work may be included.

In **Materials and Methods**, the description of experimental procedures should be sufficient to allow replication. Organisms must be identified by scientific name, including author. Abbreviations can be used if necessary; first use of an abbreviation should be just after its complete name or description. The International System of Units (SI) and their abbreviations should be used.

Results should be presented clear and concise.

The **Discussion** should interpret the results, without unnecessary repetition. Sometimes it is possible or advantageous to combine Results and Discussion in one section.

If Acknowledgments are needed, they are next.

References in the text to citations consist of author's name and year of publication. If there are more than two authors, only the first is named, followed by the phrase 'et al.'. The list of References should include only publications quoted in the text. These should be in alphabetical order under the first author's name, citing all authors, year (in brackets), full title of the article, abbreviation of the periodical, volume number, first and last page numbers.

Tables and Figures shall be enclosed separately. Tables are numbered in Roman, Figures in Arabic numerals. Each of them must be referred to in the text. Figures should be restricted to material essential for documentation and understanding of the text. Duplicated documentation of data in both tables and figures is not acceptable. All illustrative material must be of publishing quality. Both line drawing and photographs are referred to as figures. They cannot be redrawn by publisher. Photographs should have high contrast. Each figure should be accompanied by a concise, descriptive legend.

Reprint: Thirty (30) reprint of each paper are supplied free of charge.

POKYNY PRO AUTORY

Autor je plně odpovědný za původnost práce a za její věcnou i formální správnost. O uveřejnění práce rozhoduje redakční rada se zřetelem k lektorským posudkům, vědeckému významu a přínosu i kvalitě práce.

Rukopis (text, tabulky, literatura, abstrakt a závěr) musí být psány s dvojitými mezerami mezi řádky na papíru formátu A4. K rukopisu je vhodné přiložit disketu s textem práce, popř. grafickou dokumentaci pořízenou na PC s uvedením použitého programu.

Vědecké práce musí mít toto členění: titulní strana, abstrakt a klíčová slova, krátký přehled literatury (bez nadpisu úvod), materiál a metody, výsledky, diskuse, literatura, tabulky a obrázky včetně popisů.

Titulní strana musí obsahovat název práce, plné jméno autorů, název a adresu instituce, kde byla práce dělána, akademické, vědecké a pedagogické tituly, číslo telefonu a faxu a e-mail adresu kontaktního autora.

Souhrn musí vyjádřit všechno podstatné, co je obsaženo ve vědecké práci, má obsahovat základní číselné údaje včetně statistických hodnot. Nemá překročit 120 slov. Klíčová slova (KEY words, index terms) se připojují po vynechání řádku pod souhrn. Řadí se směrem od obecnějších výrazů ke konkrétním; začínají malým písmenem a oddělují se středníkem.

Materiál a metody: Model pokusu musí být popsán podrobně a výstižně. Popis metod by měl umožnit, aby kdokoli z odborníků mohl práci opakovat. Uváděné organismy je nutné popsat vědeckými jmény včetně autorů. Metody se popisují pouze tehdy, jsou-li původní. Zkratky jsou používány jen pokud je to nutné; první použití zkratky musí být uvedeno úplným popisem nebo vysvětlením. V názvu práce a v souhrnu je vhodné zkratky nepoužívat. Používané měřové jednotky musí odpovídat soustavě měrových jednotek SI.

Výsledky: Doporučuje se nepoužívat k vyjádření kvantitativních hodnot tabulek a dát přednost grafům, anebo tabulky shrnout v statistickém hodnocení naměřených hodnot. Tato část práce by neměla obsahovat teoretické závěry ani dedukce, ale pouze faktické nálezy.

Diskuse obsahuje zhodnocení práce. Je přípustné spojení s předchozí kapitolou (Výsledky a diskuse).

Literatura: Odkazy na literaturu v textu se provádějí uvedením jména autora a roku vydání publikace. Při větším počtu autorů se v textu uvádí první z nich a za jméno se doplňuje zkratka „et al.“. V části Literatura se uvádějí jen práce citované v textu. Citace se řadí abecedně podle jména prvního autora: příjmení (vezzálkami), zkratka jména, rok vydání (v závorce), plný název práce, úřední zkratka časopisu, ročník, první–poslední stránka; u knih je uvedeno místo vydání a vydavatel.

Tabulky a obrázky: Tabulky, obrázky a fotografie se dodávají zvlášť a všechny musí být citovány v práci. Akceptovány budou jen obrázky, které jsou nezbytné pro dokumentaci výsledků a umožňují pochopení textu. Není přípustné dokumentovat výsledky jak v tabulkách, tak na grafech. Všechny ilustrativní materiály musí mít kvalitu vhodnou pro tisk. Fotografie i grafy jsou v textu uváděny jako obrázky a musí být průběžně číslovány. Každý obrázek musí mít stručný a výstižný popis.

Separáty: Autor obdrží zdarma 30 separátních výtisků práce.

CONTENTS

Stojakovic M., Jockovic D., Bekavac G., Purar B., Nastasic A., Vasic N.: Changes of agronomic traits in corn under the effect of S ₁ recurrent selection for resistance to stalk rot (<i>Fusarium graminearum</i>) (in English).....	121
Košner J., Bartoš P., Pánková K.: Monosomic analysis of leaf rust resistance in the wheat cultivar Siria (in Czech).....	127
Bradová J., Sýkorová S., Šašek A.: Hordein and esterase polymorphism of barley varieties registered in the Czech Republic in 1997 (in Czech).....	131
Biometrics in Plant Breeding	
Kempton R. A.: Models and designs for experiments with carryover of treatment effects (in English).....	139
Pilarczyk W.: The use of incomplete block analysis in Polish variety testing trials (in English).....	145
Schwarzbach E.: The effect of trial design and of detrending on the true error in simulated field trials (in Czech).....	151
NEW VARIETIES	
Amler P.: Spring wheat Aranka.....	157
Hanišová A., Haniš M.: Spring wheat Leguan.....	158
FROM THE SPHERE OF SCIENCE	
Nedělník J.: XV EUCARPIA 1998 General Congress.....	126

OBSAH

Stojakovic M., Jockovic D., Bekavac G., Purar B., Nastasic A., Vasic N.: Změny agronomických znaků kukuřice způsobené rekurentní selekcí S ₁ na rezistenci proti fuzariové hnilobě stébla..	121
Košner J., Bartoš P., Pánková K.: Monosomická analýza rezistence ke rzi pšeničné odrůdy Siria....	127
Bradová J., Sýkorová S., Šašek A.: Hordeinový a esterázový polymorfismus odrůd ječmene registrovaných v roce 1997 v České republice.....	131
Biometrika ve šlechtění rostlin	
Kempton R. A.: Modely a schémata pro pokusy s přenosem efektů variant.....	139
Pilarczyk W.: Využívání analýzy vyvážených neúplných bloků v polských odrůdových zkouškách.....	145
Schwarzbach E.: Vliv pokusného plánu a eliminace trendů na přesnost výsledků v simulovaných odrůdových pokusech.....	151
NOVÉ ODRŮDY	
Amler P.: Pšenice jarní Aranka.....	157
Hanišová A., Haniš M.: Pšenice jarní Leguan.....	158
Z VĚDECKÉHO ŽIVOTA	
Nedělník J.: XV. generální kongres EUCARPIA 1998.....	126