

VĚDECKÝ
ČASOPIS



Genetika a šlechtění

4

ROČNÍK 27 (LXIV)
PRAHA 1991
CS ISSN 0036-5378

ČESKOSLOVENSKÁ AKADEMIE ZEMĚDĚLSKÁ
ÚSTAV VĚDECKOTECHNICKÝCH INFORMACÍ
PRO ZEMĚDĚLSTVÍ

Řídí redakční rada: Martin Užík, CSc. (předseda), doc. ing. Jiří Foltýn, DrSc., ing. Oldřich Chloupek, DrSc., ing. Alois Jirsák, CSc., RNDr. Milan Neštický, CSc., ing. Josef Pešek, DrSc., ing. Marie Rasochová, CSc., prof. ing. Jan Rod, DrSc., ing. Václav Šíp, CSc., ing. Jaroslav Špunar, CSc., RNDr. Dana Šubová, CSc., ing. Jaroslav Tupý, DrSc., ing. Alžběta Žofajová

Vedoucí redaktorka RNDr. Marcela Braunová

OBSAH

Švec M., Sýkora M., Marčanová I.: Mutagénny účinok etylénimínu aplikovaného v rôznych štádiách klíčovania zrn pšenice a jačmeňa	219
Kadlec M., Létal J.: Analýza regrese s jedným a dvoma faktory	227
Košner J.: Ovlivnění fenologických fází pšenice při podzimním a jarním setí	243
Dreiseitl A.: Československý diferenční soubor odrůd ječmene jarního k určování patotypů padlí travního	251
Uhlík J.: Indukce mutantů sladovnických ječmenů vhodných pro šlechtění krmných a potravinářských ječmenů	259
Kusák P.: Charakteristika F ₁ a F ₂ generace křížení <i>Faba vulgaris</i> var. <i>major</i> x <i>F. vulgaris</i> forma paucijuga	269
Rajčanyová M., Šimurková J.: Rozsah a stupeň autokompatibility diploidnej mono- a polygermnej cukrovej repy zhodného pôvodu	279
Šubová D., Lengyel G.: Kultivácia nezrelých ather vybratých druhov a klonov zemiaka na diploidnej a tetraploidnej úrovni	283
Hubáčková M.: Odolnosť trhových odrôd viniča pre výrobu červených vín proti zimným mrazom	295

PŘÍLOHA

Létal J.: Software pro analýzu dialelních a faktoriálních systémů křížení ve více prostředích	I
---	---

ŽIVOTNÍ JUBILEA

Pešek J.: 70 let doc. ing. Josefa Boumy, CSc.	257
--	-----

MUTAGENIC EFFECT OF ETHYLENIMINE AT DIFFERENT STAGES OF GERMINATING SEEDS IN BARLEY AND WHEAT

Miroslav ŠVEC, Milan SÝKORA, Iveta MARČANOVÁ

*Department of Genetics and Molecular Biology of Natural Sciences, Comenius University,
Mlynská dolina, 842 15 Bratislava, Czechoslovakia*

Mutagenic effect of ethylenimine was observed in hexaploid wheat and barley at different stages of germinating seeds. Only slight effect of mutagen used in 0.0125% and 0.00625% aqueous solutions was manifested. The most considerable effect was scored on the length of stem. Effectivity of mutagen was higher after application to dry seeds than to pre-germinated ones.

wheat; barley; mutagenesis; ethylenimine; quantitative traits

Until now ethylenimine has been used as a highly effective mutagen in induced chemical mutagenesis. Among the authors trying to prove the mutagenic effect of ethylenimine, Ejges (1987), Babajan, Mkrtjan (1980) and Guljan et al. (1981) were engaged in this problem in greater detail. Other authors confirmed the efficiency of ethylenimine comparing it with other mutagens, in particular as to its physical nature (Murzova, Merchantjev, 1979; Agabekli et al., 1980; Janev, 1984). The existence of chromosomal aberrations after application of ethylenimine was proved by Nikoloff et al. (1979), Przybiczki (1982) and Pusztai (1987). Babajan (1980, 1983) proved the mutagenic activity of ethylenimine, especially as decreasing the variability of quantitative characters.

Apart from its mutagenic nature, ethylenimine is also registered as a carcinogen (Constantin, Nilan, 1982).

MATERIAL AND METHODS

In the years 1987 - 1988 we observed mutagenic effect of ethylenimine in wheat and barley in the framework of field experiments.

We used the mutagen at 0.00625% and 0.0125% concentrations (in tables they are indicated as 1EI and 2EI, respectively) during 24 hours. Both concentrations were applied at two stages of seed germination, explicitly to dry seeds (variants EI24) and to seeds which had been dipped 24 hours in distilled water,

then germinated 12 hours in Petri-dishes, and influenced by ethylenimine during 24 hours in the end (variants EI60). Control variants were influenced by distilled water (in tables as C24 and C60). In each variant 500 seeds were affected. In both M_1 and M_2 generations we evaluated quantitative characters of 300 randomly selected plants. The main spike of each plant of M_1 generation was sown to M_2 generation by the spike-row system.

In barley we observed in both generations fertility of main spike, length of stem, number of flowers of main spike, number of main spike grains, main spike grain weight. In wheat we obtained the data on the following quantitative characters: length of stem, number of spikes per plant, number of spikelets per main spike, main spike grain weight. In M_2 generation we were scoring frequency of chlorophyll and morphological mutations. We used the barley variety Orbit and wheat mutant line KS-5 as the experimental model.

Based on the data, the following parameters were calculated: arithmetical mean ($\bar{x}$), standard deviation (s) and variation coefficient (in %). Significance of differences between control and affected variants was evaluated by t -test.

RESULTS AND DISCUSSION

The results which show the effect of ethylenimine in M_1 and M_2 generations are given in Tables I - VI. This effect was considerably depressive nature in M_1 generation. It was manifested in the reduction in values of quantitative characters, particularly of stem length of both species and also in a decrease in spike fertility in barley. Such characters as the number of flower per spike in barley and number of spikelets per spike in wheat were changed comparatively less by the action of mutagen.

In M_2 generation we noticed no morphological mutations in variants influenced by ethylenimine. Among macromutations we noticed only chlorophyll mutations in barley (Table I). The spectrum of chlorophyll mutations was fairly wide, but there was not any dependence of these chlorophyll mutations frequency on mutagen concentration nor on the time of mutagen application.

By and large we can evaluate the quantity of induced mutations as low, compared with the results we obtained in other experiments after application of other mutagens (Dubovský, Šýkora, 1986). This number of mutagenic changes is lower compared with experiments of other authors using the same mutagen (Babajan, 1980; Ejges, 1987). Ethylenimine induced no macromutations in wheat although Ejges (1987) obtained their high frequency in winter wheat. Of all quantitative characters, the length of stem was the most

I. Spike fertility in M_1 and M_2 generations of barley (in %)

Generation	Variant					
	dry seeds			pre-germinated seeds		
	control	EI1	EI2	control	EI1	EI2
M_1	90.11	81.58	68.09	91.54	85.72	76.24
M_2	95.78	86.91	83.38	97.63	96.45	94.45

II. Occurrence of chlorophyll mutations in spike posterities in barley M_2 generation

Type of chlorophyll mutation	Variant					
	dry seeds		pre-germinated seeds		total	%
	EI1	EI2	EI1	EI2		
Viridis	3	2	6	2	13	35.1
Albina	3	2	3	3	11	29.7
Xantha	1	2	0	3	6	16.2
Zebrina	2	1	1	1	5	13.5
Aurea	0	1	0	0	1	2.7
Lutea	0	1	0	0	1	2.7
Total	9	9	10	9	37	100.0

affected character in M_2 generation. The mutagen also reduced the average values of the grain number and weight per spike.

It is clear from the results that the mutagenic effect was manifested in a higher degree in barley than in wheat, which is probably a consequence of different ploidy levels of experimental objects. Our experience with an application of other mutagens (nitrosoethylurea, sodium azide) shows that in the hexaploid species wheat and triticale it is also possible to induce the mutagenic changes in a fairly high frequency (Švec, 1988; Švec, Dubovský, 1983).

By evaluating the mutagenic effectivity of ethylenimine after its application at different stages of germinating seeds it could be stated that using this mutagen in dry seeds is more effective than is its application to pre-germinated seeds. Babajan (1983) came to similar conclusions and found out that the frequency of mutations was twice as high in the case of treatment of dry seeds as of pre-germinated seeds. This fact is probably related to different ways of ethylenimine penetration into the tissues of dry or pre-germinated seeds. Presumably, the mechanisms of reparations also have an important relevancy in this process.

III. Effect of ethylenimine on the quantitative characters in barley M₁ and M₂ generations

Variant	M ₁			M ₂		
	$\bar{x}$	s	v%	$\bar{x}$	s	v%
Character: Length of stem (in cm)						
C 24	56.78	4.81	8.47	53.47	5.05	8.45
1EI24	51.97 ^{ss}	4.51	8.68	48.59 ^{ss}	4.40	9.06
2EI24	47.49 ^{ss}	6.09	12.83	50.70 ^{ss}	5.31	10.48
C 60	57.43	4.14	7.21	53.88	5.84	10.84
1EI60	55.49 ^{ss}	4.80	8.57	52.24 ^{ss}	4.59	8.79
2EI60	53.29 ^{ss}	4.47	8.39	49.48 ^{ss}	4.14	8.36
Character: Number of spikelets per spike						
C 24	26.28	2.79	10.61	24.86	2.67	10.74
1EI24	24.11 ^{ss}	4.44	18.40	25.14 ⁻	4.17	16.59
2EI24	26.05 ⁻	3.39	13.00	25.63 ^{ss}	3.69	14.40
C60	25.41	2.82	11.09	25.72	3.10	12.06
1EI60	25.98 ^s	3.24	12.48	26.20 ⁻	3.34	12.73
2EI60	26.43 ^{ss}	3.96	14.97	24.68 ^{ss}	3.51	14.22
Character: Number of main spike grains						
C 24	23.68	3.60	15.18	23.81	3.01	12.64
1EI24	19.67 ^{ss}	5.41	27.50	21.85 ^{ss}	4.70	21.50
2EI24	17.74 ^{ss}	7.27	40.96	21.37 ^{ss}	6.00	28.10
C 60	23.26	3.93	16.89	25.11	3.14	12.50
1EI60	22.27	4.46	20.03	25.27 ⁻	3.95	15.64
2EI60	20.15 ^{ss}	4.84	24.03	23.31 ^{ss}	4.24	18.19
Character: Main spike grain weight (in g)						
C 24	1.09	0.23	20.68	1.07	0.19	17.97
1EI24	0.86 ^{ss}	0.25	29.15	1.00 ^{ss}	0.28	28.22
2EI24	0.64 ^{ss}	0.32	49.93	0.97 ^{ss}	0.36	37.27
C 60	1.04	0.27	25.69	1.14	0.24	21.12
1EI60	0.96 ^{ss}	0.28	28.64	1.21 ^{ss}	0.25	21.11
2EI60	0.88 ^{ss}	0.28	31.87	1.02 ^{ss}	0.26	25.96

Holds for Tables III and IV:

^{ss} highly significant difference between variants ($P = 0.01$)^s significant difference ($P = 0.05$)⁻ not significant difference

IV. Effect of ethylenimine on the quantitative characters in wheat M₁ and M₂ generation

Variant	M ₁			M ₂		
	$\bar{x}$	s	v%	$\bar{x}$	s	v%
Character: Length of stem (in cm)						
C 24	55.71	4.04	7.26	46.11	4.87	10.57
1EI24	51.35 ⁸⁸	5.37	10.45	45.21 ⁸	5.87	12.98
2EI24	49.77 ⁸⁸	5.17	10.39	41.75 ⁸⁸	5.74	13.75
C 60	55.67	4.41	7.92	46.44	5.75	12.38
1EI60	53.74 ⁸⁸	5.34	9.94	40.52 ⁸⁸	5.83	14.40
2EI60	50.28 ⁸⁸	5.12	10.19	43.86 ⁸⁸	6.03	13.75
Character: Number of spikes per plant						
C 24	2.96	1.15	38.99	3.74	1.34	35.88
1EI24	2.39 ⁸⁸	1.02	42.84	3.38 ⁸⁸	1.30	38.44
2EI24	2.33 ⁸⁸	0.95	40.95	3.55 ⁻	1.30	36.65
C 60	2.68	0.99	37.08	3.44	1.29	37.33
1EI60	2.33 ⁸⁸	1.04	44.43	3.21 ⁸	1.22	38.05
2EI60	2.43 ⁸⁸	1.05	42.78	3.71 ⁸	1.29	34.66
Character: Number of spikelets per spike						
C 24	16.78	2.05	12.20	17.43	2.47	14.14
1EI24	16.97 ⁻	2.59	15.27	17.13 ⁻	2.08	12.15
2EI24	17.25 ⁸⁸	2.16	12.53	16.67 ⁸⁸	2.17	13.02
C 60	17.13	2.06	12.01	16.33	2.16	13.23
1EI60	16.15 ⁸⁸	2.71	16.80	17.47 ⁸⁸	2.28	13.05
2EI60	16.72 ⁻	2.03	12.11	17.29 ⁸⁸	2.14	12.35
Character: Main spike grain weight (in g)						
C 24	1.35	0.40	29.85	not calculated		
1EI24	1.22 ⁸⁸	0.51	41.88			
2EI24	1.26 ⁸	0.46	36.24			
C 60	1.24	0.41	32.88			
1EI60	1.22 ⁻	0.50	40.88			
2EI60	1.36 ⁸⁸	0.53	38.55			

According to our results it can be stated that ethylenimine has a mutagenic effect on barley. Being compared with other mutagens (nitrosoethylurea, nitrosomethylurea) its influence at the concentrations we used is low. We recom-

V. Mean values ($\bar{x}$) of quantitative characters after application of ethylenimine at different ontogenetic stages in barley

Character	M ₁		M ₂	
	EI24	EI60	EI24	EI60
Length of stem (in cm)	49.73	54.64 ^{ss}	49.64	50.86 ^{ss}
Number of spikelets per spike	25.08	26.20 ^{ss}	25.38	25.44 ⁻
Number of main spike grains	18.70	21.20 ^{ss}	21.69	24.29 ^{ss}
Main spike grain weight (in g)	0.75	0.92 ^{ss}	0.98	1.11 ^{ss}

VI. Mean values ($\bar{x}$) of quantitative characters after application of ethylenimine at different ontogenetic stages in wheat

Character	M ₁		M ₂	
	EI24	EI60	EI24	EI60
Length of stem (in cm)	50.56	52.01 ^{ss}	43.48	42.19 ^{ss}
Number of spikes per plant	2.36	2.38 ⁻	3.46	3.45 ⁻
Number of spikelets per spike	17.11	16.43 ^{ss}	16.90	17.38 ^{ss}
Main spike grain weight (in g)	1.24	1.29 ⁻	not calculated	

mend to use higher concentrations of ethylenimine in mutation breeding, but this has to be tested in laboratory conditions as its toxicity is rather high.

References

- AGABEJLI, R. A. – MECHTJEV, N. CH. – MELIKOVA, N. K.: Effect of sodium selenite on ethylenimine and gamma radiation induced wheat chromosome mutations. *Genetika*, 16, 1983 (12): 2226–2228.
- BABAJAN, R. S.: O mutagenom effekte etilenimina i gidroksilamina pri prodolžitelhom dejstviji na prorastajuščije semena jačmenja. *Genetika*, 19, 1983 (4): 685–687.
- BABAJAN, R. S. – MKRTJAN, A. T.: O dispersii naličnovo rosta mutacionnoj populjacii i gibridov ozimovo jačmenja. *Biol. Ž. Arm.*, 33, 1980 (7): 734–738.
- CONSTANTIN, M. J. – NILAN, R. A.: Chromosome aberration assays in barley. *Mut. Res.*, 99, 1982 (1): 13–36.
- DUBOVSKÝ, J. – SÝKORA, M.: Frequency of chlorophyll mutations of main and side ears in barley after treatment by sodium azide and ammonium salts. *Acta F.R.N. Univ. Comen. – Genet.*, XVII, 1986: 3–11.
- EJGES, N. S.: Dozovaja zavisimost' i citogenetičeskaja priroda mutantov pšenicy. In: *Sovr. Probl. Teorii chim. Mut.* Tallin 1987: 177–182.
- GULJAN, A. A. – SEMERDZJAN, S. P. – SAAKJAN, A. G.: Effect of chemical mutagens and X-rays on winter variability. *Biol. Ž. Arm.*, 34, 1981 (6): 581–585.

- JANEV, Š.: Kombinirano dejstvie na brzite neutrony i etilenimina pri tvrdata pšenica. Genet. i Selek., 17, 1984 : 245-251.
- MURZOVA, P. – MECHANTJEV, A.: O nekotorych inducirovannych mutacijach u pšenicy. Nauč. Tr. Plovdiv., 1979 (1) : 145-149.
- NIKOLOFF, H. – RIEGER, R. – MICHAELIS, A.: Deletion clustering in special chromosome segments of *Hordeum vulgare* and *Vicia faba*. Biol. Zbl., 98, 1979 (5) : 527-535.
- PRZYBECZKI, Z.: Susceptibility of embryonic cells of growth cones of ethylenimine. Probl. nauk. Usl. Katowice: Acta Biol., 1982 (10) : 150-157.
- PUSZTAI, I.: The influence of copper ions and pH on the mutagenic effect of ethylenimine and on chromosome aberrations in barley. Acta bot. Acad. Sci. hung., 33, 1987 (3-4) : 235-237.
- ŠVEC, M. – DUBOVSKÝ, J.: Study of the effect of chemical mutagens on the quantitative characters of spring wheat. Acta F.R.N. Univ. Comen. – Genet., XIV, 1983 : 37-46.
- ŠVEC, M.: Induction of macromutations in hexaploid triticale after a treatment by chemical mutagenes. Acta F.R.N. Univ. Comen. – Genet., 19, 1988 : 19-25.

Received for publication February 19, 1991

M. Švec, M. Sýkora, I. Marčanová (Prírodovedecká fakulta Univerzity
Komenského, Bratislava)

Mutagénny účinok etylénimínu aplikovaného v rôznych štádiách klíčiach zrn pšenice a jačmeňa

V rokoch 1987 až 1988 sme v rámci poľných pokusov sledovali mutagénny účinok etylénimínu pri pšenici mäkkej a jačmeni jarnom. Mutagén bol aplikovaný v koncentráciách 0,00625 % roztok (v tabuľkách označený 1EI) a 0,0125 % (v tabuľkách označený 2EI) po dobu 24 hodín. Obe koncentrácie mutagénu boli aplikované v dvoch štádiách vývoja klíčiach zrn, a to na suché zrná (variant EI 24) a na zrná, ktoré boli najprv máčané 24 hodín v destilovanej vode, potom 12 hodín nakličované v Petriho miskách a nakoniec ovplyvnené 24 hodín etylénimínom (varianty EI 60). Kontrolné varianty (K 24 a K 60) boli namočené v destilovanej vode. V M_1 aj v M_2 generácii boli hodnotené kvantitatívne znaky u 300 náhodne vybraných rastlín. Pri jačmeni sme v oboch generáciách sledovali fertilitu hlavného klasu, dĺžku stebľa, počet kvietkov hlavného klasu a hmotnosť zrna hlavného klasu. Pri pšenici bola hodnotená dĺžka stebľa, počet klasov na rastlinu, počet kláskov hlavného klasu a hmotnosť zrna hlavného klasu. V M_2 generácii bol sledovaný výskyt chlorofylových a morfológických mutácií. Rozdiely vo variabilite kvantitatívnych znakov medzi kontrolnými a ovplyvnenými variantmi boli hodnotené pomocou *t*-testu. Pokusy boli robené na jačmeni odrody Orbita a mutantnej línii pšenice KS-5, získanej v predchádzajúcich pokusoch z odrody Rena. Výsledky získané hodnotením znakov v M_1 a M_2 generácii sú uvedené v tabuľkách I až VI. Efekt mutagénu bol v M_1 generácii

výrazne depresívneho charakteru, čo sa prejavilo redukciou hodnôt kvantitatívnych znakov, a to najmä dĺžky stebľa u oboch druhov (tab. III a IV). Výrazne sa znížila aj fertilita hlavného klasu u jačmeňa (tab. I). V M_2 generácii sme vo variantoch ovplyvnených etylénimínom nezistili výskyt žiadnych morfológických mutácií. Spomedzi známych makromutácií sme zaznamenali len chlorofylové mutácie pri jačmeni. Typy chlorofylových mutácií a frekvencia klasových potomstiev s jednotlivými mutáciami sú uvedené v tab. II. Spektrum indukovaných chlorofylových mutácií bolo pomerne široké, neprejavila sa však žiadna závislosť frekvencie týchto mutácií od koncentrácie mutagénu, resp. doby aplikácie mutagénu. Pri pšenici nebola zistená žiadna makromutácia. Z kvantitatívnych znakov bol v M_2 generácii zásahom mutagénu najviac ovplyvnený znak dĺžka stebľa. Mutagén znižoval aj priemerné hodnoty počtu a hmotnosti zŕn v klase. Z výsledkov tiež vyplýva, že efekt mutagénu sa v oveľa väčšej miere prejavil na jačmeni než na pšenici, čím sa potvrdil význam ploidie v indukovanej metagenéze. Pri hodnotení mutagénu po jeho aplikácii na rôzne vývojové štádiá sme zistili, že použitie tohto mutagénu na suché semená má väčší efekt ako jeho aplikácia na naklíčené semená. Na základe našich skúseností s inými mutagénmi (nitrozoetylmočovina, nitrozometylmočovina, azid sodný) môžeme konštatovať, že účinok etylénimínu v tých koncentráciách, ktoré sme použili, je málo efektívny. V mutačnom šľachtení doporučujeme používať vyššiu koncentráciu etylénimínu, ktorú je ale potrebné vzhľadom na vysokú toxicitu otestovať v laboratórnych podmienkach.

pšenica; jačmeň; mutagenéza; etylénimín; kvantitatívne znaky

ANALÝZA REGRESE S JEDNÍM A DVĚMA FAKTORY

Miroslav KADLEC, Jiří LÉTAL

Mendeleum – Ústav genetiky a šlechtění rostlin, 691 44 Lednice na Moravě

Je uveden algoritmus a praktický postup řešení otázky, jaký tvar má regresní křivka, resp. regresní plocha v důsledku působení vlivů různých úrovní jednoho, resp. dvou faktorů. Je uvažována závislost lineární, kvadratická a kubická. Při zjištění závislosti určitého typu je konstruován pás spolehlivosti regresní křivky se spolehlivostí 0,95 a jejich prostřednictvím je navržena konstrukce regresní plochy pomocí řezů.

regresní analýza; regresní křivky; regresní plochy; konfidenční intervaly; výnos sóje

Analýza regrese vlivů různých úrovní pokusných zásahů vyšetřovaných faktorů má širší uplatnění všude tam, kde si klademe otázku, o jaký typ závislosti ve studovaném jevu jde, jaká funkční závislost se v daném experimentu projevuje. Funkce, která vyjadřuje teoretickou závislost (např. růstu odrůdy na teplotě či koncentraci živin, výnosu na počtu jedinců na ploše aj.), je tzv. regresní křivka. Závažnou otázkou pak může být, jaký má regresní křivka tvar vlivem vyšetřovaného faktoru, která ze složek (lineární, kvadratická či kubická) se zde uplatňují, přičemž uvažujeme jen ty typy regresních křivek, které mají výraznější důležitost, jako je tvar přímky, křivky druhého, resp. třetího stupně. Z hlediska výpočetního postupu, v němž se uplatňuje především analýza rozptylu, je vhodné zvolit ekvidistantní úrovně pokusného zásahu, protože to umožňuje použít koeficienty ortogonálních polynomů a dospět tak relativně snadno k testům významnosti lineární, kvadratické, příp. kubické složky regresní závislosti a ke konstrukci regresní funkce. Z praktického hlediska se pak může jevit vysoce expeditivní konstrukce tzv. pásu spolehlivosti pro regresní křivku a kolem regresní křivky a dospět tak (např. pomocí Scheffeho věty) k tvrzení, že takto sestrojený konfidenční interval pokrývá s danou pravděpodobností celou regresní křivku.

V předložené práci uvedený algoritmus je použit k analýze experimentu, v němž bylo sledováno hodnocení vlivu různých úrovní zahuštění rostlin ve sponu na výnos sóji.

MATERIÁL A METODY

V polním blokovém pokuse se sójou byl analyzován experiment, sledující vliv dvou faktorů na výnos semen sóje u odrůdy Wilkin. Faktor *A* představuje hustoty s úrovněmi $a_1=60$, $a_2=65$, $a_3=70$, $a_4=75$, $a_5=80$ rostlin na m^2 při řádkové rozteči 37,5 cm; faktor *B* jsou rozdílná data výsevu s úrovněmi $b_1=15.4$, $b_2=30.4$, $b_3=15.5$.

Regresní křivky

Uvažujeme ekvidistantní úrovně $X_1, X_2, \dots, X_m$ faktoru *A*. Nechť *r* je počet opakování, Y_{li} experimentální hodnoty ($l = 1, 2, \dots, r$; $i = 1, 2, \dots, m$). Při analýze rozptylu rozkládáme celkový součet čtverců

$$ST = \sum_l (Y_{li} - \bar{Y})^2$$

na složky příslušející opakování, faktoru *A* a reziduu, tj.

$$ST = SR + SA + SE \quad [1]$$

Součet čtverců *SA* pro úroveň faktoru *A* lze dále rozložit na součty čtverců odpovídající lineární (SA_1), kvadratické (SA_2) a kubické (SA_3) složce spolu s odchylkami od regrese (SA_e), tj.

$$SA = SA_1 + SA_2 + SA_3 + SA_e \quad [2]$$

Součty čtverců pro jednotlivé složky lze vypočítat, když známe koeficienty, které těmto složkám přísluší. Pro složku *k*-tého stupně platí:

$$SA_k = \frac{(\sum_{i=1}^m \delta_{ik} Y_{.i})^2}{r \sum_{i=1}^m \delta_{ik}^2} \quad [3]$$

kde: δ_{ik} – koeficienty dané složky
 $Y_{.i}$ – součty přes opakování

Koeficienty δ_{ik} jsou uvedeny v tab. I pro $i = 3, \dots, 9$ a $k = 1, 2, 3$.

S použitím výše uvedeného dostaneme následující rozšířenou tabulku analýzy rozptylu:

Zdroj proměnlivosti	Součet čtverců	Stupně volnosti	F hodnoty
Bloky	SR	$r-1$	$SR / MS_e(r-1)$
Faktor A	SA	$m-1$	$SA / MS_e(m-1)$
Lineární regrese	SA_1	1	SA_1 / MS_e
Kvadratická regrese	SA_2	1	SA_2 / MS_e
Kubická regrese	SA_3	1	SA_3 / MS_e
Odchylky	SA_e	$m-4$	$SA_e / MS_e(m-4)$
Reziduum	SE	$(m-1)(r-1)$	-
Celkem	ST	$mr-1$	$((MS_e=SE/(m-1)(r-1)))$

K testování významnosti jednotlivých složek slouží F -hodnoty. Je-li např. $SA_2 / MS_e > F_{\alpha} [1, (m-1)(r-1)]$, prohlásíme složku kvadratické funkce za významnou na hladině významnosti α , jestli navíc $SA_3 / MS_e \leq F_{\alpha} [1, (m-1)(r-1)]$ a současně $SA_e / MS_e(m-4) \leq F_{\alpha} [m-4, (m-1)(r-1)]$, potom regresní křivka má tvar paraboly.

Regresní plochy

Uvažujme blokový pokus se dvěma faktory A a B , oba s ekvidistantními úrovněmi. Nechť r je opět počet opakování, Y_{lij} ($l = 1, 2, \dots, r$; $i = 1, 2, \dots, m$; $j = 1, 2, \dots, n$) experimentální hodnoty. Součet čtverců ST se rozkládá na pět složek:

$$ST = SR + SA + SB + SAB + SE \quad [4]$$

$$SA = SA_1 + SA_2 + SA_3 + SA_e \quad a \quad SB = SB_1 + SB_2 + SB_3 + SB_e \quad [5]$$

přičemž platí

$$SA_k = \frac{\left(\sum_{i=1}^m \delta_{ik} Y_{.i} \right)^2}{rn \sum_{i=1}^m \delta_{ik}^2} \quad a \quad SB_k = \frac{\left(\sum_{j=1}^n \delta_{jk} Y_{.j} \right)^2}{rm \sum_{j=1}^n \delta_{jk}^2} \quad [6]$$

Součet čtverců SAB pro interakci $A \times B$ rozkládáme obecně na součet všech možných kombinací jednotlivých složek, tj.

$$SAB = \sum_{k=1}^{m-1} \sum_{l=1}^{n-1} SA_k B_l \quad [7]$$

v našem případě však na složky maximálně třetího stupně ($k, l \leq 3$).

Pro složku $SA_k B_l$ lze psát

$$SA_k B_l = \frac{\left(\sum_{j=1}^n \delta_{aj} \sum_{i=1}^m \delta_{ik} Y_{.ji} \right)^2}{r \left(\sum_{j=1}^n \delta_{aj}^2 \right) \left(\sum_{i=1}^m \delta_{ik}^2 \right)} \quad [8]$$

Rozšířená tabulka analýzy rozptylu má následující tvar:

Zdroj proměnlivosti	Součet čtverců	Stupně volnosti	F hodnoty
Bloky	SR	$r-1$	$SR/MS_e(r-1)$
Složky regrese			
A_1	SA_1	1	SA_1/MS_e
A_2	SA_2	1	SA_2/MS_e
A_3	SA_3	1	SA_3/MS_e
B_1	SB_1	1	SB_1/MS_e
B_2	SB_2	1	SB_2/MS_e
B_3	SB_3	1	SB_3/MS_e
$A_1 B_1$	$SA_1 B_1$	1	$SA_1 B_1/MS_e$
$A_1 B_2$	$SA_1 B_2$	1	$SA_1 B_2/MS_e$
$A_1 B_3$	$SA_1 B_3$	1	$SA_1 B_3/MS_e$
$A_2 B_1$	$SA_2 B_1$	1	$SA_2 B_1/MS_e$
$A_2 B_2$	$SA_2 B_2$	1	$SA_2 B_2/MS_e$
$A_2 B_3$	$SA_2 B_3$	1	$SA_2 B_3/MS_e$
$A_3 B_1$	$SA_3 B_1$	1	$SA_3 B_1/MS_e$
$A_3 B_2$	$SA_3 B_2$	1	$SA_3 B_2/MS_e$
$A_3 B_3$	$SA_3 B_3$	1	$SA_3 B_3/MS_e$
Reziduum	SE	$mnr(r-1)-1$	
Celkem	ST	$mnr-1$	$MS_e = SE/mnr(r-1)-1$

Konstrukce regresní funkce a pásu spolehlivosti

Po testech významnosti lineární, kvadratické a kubické složky regresní závislosti se přistupuje k výpočtu odhadů příslušných koeficientů a případně ke konstrukci regresní funkce.

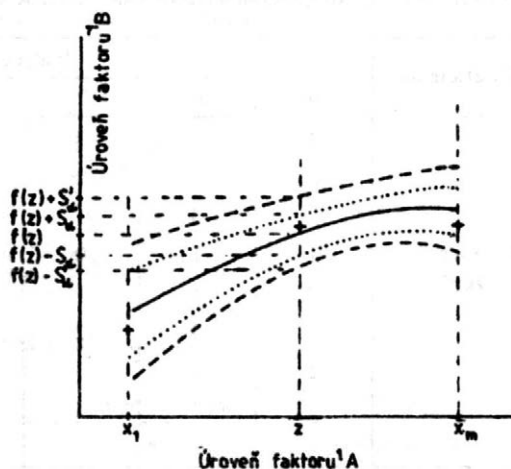
I. Koeficienty δ_{ik} ortogonálních polynomů – Coefficient δ_{ik} of orthogonal polynoms

Koeficienty ¹	Počet úrovní faktoru ²						
	9	8	7	6	5	4	3
Lineární složky ³	-4	-7	-3	-5	-2	-3	-1
	-3	-5	-2	-3	-1	-1	0
	-2	-3	-1	-1	0	1	
	-1	-1	0	1	1	3	
	0	1	1	3	2		
	1	3	2	5			
	2	5	3				
	3	7					
	4						
Dělitel ⁴	60r	168r	28r	70r	10r	20r	2r
Kvadratické složky ⁵	28	7	5	5	2	1	1
	7	1	0	-1	-1	-1	-2
	-8	-3	-3	-4	-2	-1	1
	-17	-5	-4	-4	-1	1	
	-20	-5	-3	-1	2		
	-17	-3	0	5			
	-8	1	5				
	7	7					
	28						
Dělitel ⁴	2772r	168r	84r	84r	14r	4r	6r
Kubické složky ⁶	-14	-7	-1	-5	-1	-1	
	7	5	1	7	2	3	
	13	7	1	4	0	-3	
	9	3	0	-4	-2	1	
	0	-3	-1	-7	1		
	-9	-7	-1	5			
	-3	-5	1				
	-7	-7					
	14						
Dělitel ⁴	990r	264r	6r	180r	10r	20r	

Upraveno z tabulky: Myslivec (1962), s. 353 – adjusted by table: Myslivec (1962), p. 353

¹coefficients; ²number of levels of factor; ³linear components; ⁴divisor; ⁵quadratic components;⁶cubic components

1. Pásky spolehlivosti t , tj. kolem regresní křivky (tečkovaně) a F , tj. pro celou regresní křivku (čárkovaně) v intervalu $[x_1, x_m]$ se spolehlivostí $1-\alpha$ – Reliability zones t and F in the interval $[x_1, x_m]$ with $1-\alpha$ reliability. t (dashes) is found along the regression curve whereas F (dots) refers to the whole regression curve levels of factor



Obrátíme zde pozornost na konstrukci tzv. pásu spolehlivosti regresní křivky.

Předpokládáme obecně regresní funkci $f(x)$ ve tvaru:

$$f(x) = b_0 + b_1x + b_2x^2 + \dots + b_kx^k + \dots + b_kx^k \quad [9]$$

přičemž se omezujeme na případ $k \leq 3$

Označme dále $y' = [y_1, y_2, \dots, y_n]$ vektor experimentálních hodnot, $b' = [b_0, b_1, \dots, b_k]$ vektor koeficientů a $e' = [e_1, e_2, \dots, e_n]$ vektor experimentálních chyb.

Vycházíme z regresního modelu

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x_1 & \dots & x_1^k \\ 1 & x_2 & \dots & x_2^k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_n & \dots & x_n^k \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} b_0 \\ b_1 \\ \vdots \\ b_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_n \end{bmatrix} \quad [10]$$

zkráceně $y = Xb + e$, za podmínek $E(e) = 0$, $D(e) = \sigma^2 I$.

Vektor parametrů b se odhaduje metodou nejmenších čtverců (Anděl, 1985). Označme tyto odhady $\hat{b}$ a dále $\hat{y} = \hat{X}\hat{b}$.

Platí:

$$\hat{b} = (X'X)^{-1}X'y \quad [11]$$

Pokud variance σ^2 není známa (jako reziduální chyba z analýzy rozptylu), pak nestranným odhadem parametru σ^2 je náhodná veličina

$$s^2 = S_e / (n - k - 1) \quad [12]$$

kde: S_e – reziduální součet čtverců

$$S_e = (y - \hat{y})(y - \hat{y})' \quad [13]$$

Nechť $x_1 \leq z \leq x_m$. Pro nenulový vektor $z' = [1, z, \dots, z^k]$ nás nyní zajímá intervalový odhad veličiny $f(z) = z'b$, což by umožnilo sestavit pás spolehlivosti t , tj. kolem regresní křivky (tečkovaně). Čárkovaně je vyznačen pás spolehlivosti F pro celou regresní křivku v intervalu $[x_1, x_m]$ (obr. 1).

Na tomto místě použijeme věty (Anděl, 1985), podle níž nestranným odhadem $f(z)$ je hodnota $f(z) = z'b$ a náhodná veličina

$$T = \frac{z'\hat{b} - z'b}{\sqrt{z'(XX')^{-1}z}} \quad [14]$$

má Studentovo rozložení $t(n - k - 1)$.

Oboustranný pás spolehlivosti na hladině významnosti $1 - \alpha$ je pro $f(z)$ interval $(z'\hat{b} - S_\alpha, z'\hat{b} + S_\alpha)$

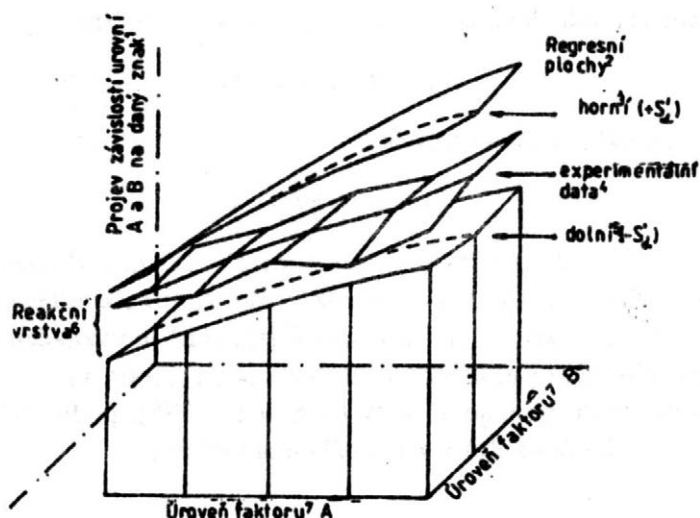
kde:

$$S_\alpha = s \cdot t(n - k - 1) \sqrt{z'(X'X)^{-1}z} \quad [15]$$

Uvedený interval ovšem platí pouze pro každou jednotlivou hodnotu $f(z)$ a nelze proto tvrdit, že takto sestrojený pás spolehlivosti pokrývá celou regresní křivku s pravděpodobností $1 - \alpha$. To nám umožní až Scheffeho věta, podle níž je třeba hodnotu S_α v rovnici [15] nahradit hodnotou S'_α , danou výrazem

$$S'_\alpha = s \sqrt{(k+1) F_\alpha(k+1, n-k-1) z'(X'X)^{-1}z} \quad [16]$$

Ke konstrukci reakčních ploch lze dospět buď cestou dalšího programu, ovšem jeho složitost, jak se domníváme, by nebyla adekvátní vypovídající hodnotě nově získaných informací, a nebo alespoň přibližně s použitím již známých informací, konkrétně pomocí oboustranných pásů spolehlivosti na hladině významnosti $1 - \alpha$ pro každou úroveň faktoru B a experimentálních hodnot podle úrovně faktoru A a B , tzn. pomocí řezů (obr. 2). Nelze ovšem



2. Konstrukce "reakční vrstvy" pomocí oboustranných pásů spolehlivosti pro každou úroveň faktoru *B* a experimentálních hodnot podle úrovně faktoru *A* a *B* - Construction of "reaction layer" through bilateral reliability zone for any level of factor *B* and any experimental value within the levels of factor *A* and *B*

¹manifestation of dependences of *A* and *B* factors on the given trait; ²regression areas; ³upper; ⁴experimental data; ⁵lower; ⁶reaction layer; ⁷levels of factor

tvrdit, že takto vymezená "reakční vrstva" obecně zahrne celou reakční plochu při dané hladině významnosti.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Vstupními daty pro analýzu regrese byly průměrné hodnoty bloků v daném znaku (výnos semen v g), počítané vždy z 25 rostlin sóje na každém pokusném členu. V tab. II jsou tyto hodnoty pro celkovou ilustraci uvedeny v přehledu podle jednotlivých ekvidistantních úrovní uvažovaných faktorů *A* a *B*.

Analýza rozptylu jednoduchého třídění faktoru *A* vedená samostatně podle všech úrovní faktoru *B* (tab. III) nezjistila statistickou významnost pro bloky ($P > 0,05$) a vysokou statistickou významnost pro úrovně faktoru *A* ($P < 0,01$) s výjimkou úrovně b_2 (tab. III), kde *F*-hodnota nedosáhla ani úrovně 95 %. Rozdíly v úrovních hustot (až na uvedenou výjimku) jsou nositeli statisticky významných rozdílů, resp. byl potvrzen významný rozdíl alespoň mezi dvěma úrovněmi hustot a má proto smysl pokračovat v další analýze.

II. Experimentální hodnoty znaku výnos semen v každém ze tří bloků podle úrovně (a_1 až a_7) faktoru A a podle úrovně (b_1 a b_3) faktoru B z $n = 25$ rostlin v bloku – Experimental values of the trait seeds yield in each of 3 blocks according levels (a_1 in to a_7) factor A and according levels of factor B from $n = 25$ plants in block

Blok ¹	Úrovně faktoru ² A						
	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	a_6	a_7
Podle ³ b_1							
1	311,00	277,20	306,00	287,30	329,00	349,50	328,80
2	314,00	276,10	313,20	259,13	299,13	326,25	288,80
3	314,00	323,40	339,60	256,10	303,80	339,00	343,47
Podle b_2							
1	276,80	266,69	277,68	292,50	288,40	278,10	312,32
2	284,40	286,44	233,76	290,42	291,48	289,20	276,80
3	296,40	269,94	242,00	272,91	283,27	270,90	276,37
Podle b_3							
1	398,20	380,60	391,04	387,23	357,56	310,30	301,65
2	347,20	377,08	416,88	412,36	326,48	331,50	331,20
3	352,80	393,43	406,08	412,36	326,48	348,30	328,32

¹block; ²levels of factor; ³according to

III. Výsledky analýzy rozptylu jednoduchého třídění faktoru A podle úrovně (b_1 až b_3) faktoru B – Results of variance analysis of single classifying of factor A according levels (b_1 in to b_3) of factor B

Zdroj proměnlivosti ¹	Stupně volnosti ²	Průměrný čtverec ³		
		podle ⁴ b_1	podle b_2	podle b_3
Bloky ⁵	2	807,179	232,617	61,547
Úrovně faktoru ⁶ A	6	1558,927**	526,020	3718,702**
Reziduum ⁷	12	287,965	194,199	353,975
Celkem ⁸	20			

** $P \leq 0,01$

¹resource of variability; ²degrees of freedom; ³average square; ⁴according to; ⁵blocks; ⁶levels of factor; ⁷residuum; ⁸total

S použitím polynomičeských koeficientů byl součet čtverců pro úrovně faktoru A dále rozložen na součty čtverců odpovídající lineární, kvadratické a kubické složce spolu s odchylkami od regrese. Výsledky podrobné analýzy rozptylu jsou uvedeny v rozšířené analýze rozptylu v tab. IV. Z této tabulky pro

IV. Rozšířená tabulka výsledků analýzy rozptylu faktoru A podle úrovní (b_1 až b_3) faktoru B
 – Extended result table of variance analysis of factor A according levels (b_1 in to b_3) of factor B

Zdroj proměnlivosti ¹	Stupeň volnosti ²	Podle ³ b_1		Podle b_3	
		průměrný čtverec ⁴	P	průměrný čtverec	P
Bloky ⁵	2	807,179		61,547	
Úrovně faktoru ⁶ A	6	1558,927	**	3718,702	**
Lineární regrese ⁷	1	1184,548		10442,869	**
Kvadratická regrese ⁸	1	1515,765	+	5950,101	**
Kubická regrese ⁹	1	441,143		2874,334	+
Odchylka od regrese ¹⁰	1	6212,105	**	3044,907	+
Odchylka od kvadratické regrese ¹¹	4	1663,312	**	1479,810	+
Reziduum ¹²	12	287,965		353,975	
Celkem ¹³	20				

* $P \leq 0,05$; ** $P \leq 0,01$

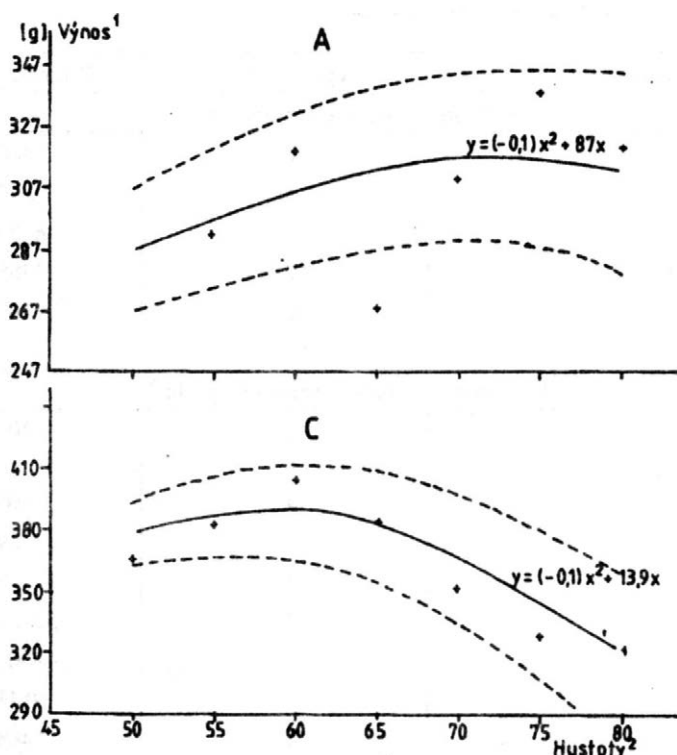
¹resource of variability; ²degrees of freedom; ³according to; ⁴average square; ⁵blocks; ⁶levels of A factor; ⁷linear regression; ⁸quadratic regression; ⁹cubic regression; ¹⁰deviation from regression; ¹¹deviation from quadratic regression; ¹²residuum; ¹³total

Podle úrovně b_2 byl rozdíl mezi úrovněmi neprůkazný, rozšířená tabulka analýzy rozptylu se nepočítá – According to level of b_2 difference between levels is insignificant; extended table of dispersion analysis is not calculated

úroveň b_1 vyplývá, že závislost výnosu na hustotě byla v daném případě kvadratická na hladině významnosti $P < 0,05$. Tato závislost je ovšem ověřena jen v rozsahu hustot od 50 do 80 rostlin na 1 m² a domněnka, že při vyšších hustotách závislost zůstane kvadratická, by musela být ověřena rozšířením úrovní tohoto faktoru. V uvedené tabulce jsou však nejvýznamnějšími složkami odchylky od lineární regrese (lineárního regresního modelu) a odchylky od kvadratické regrese ($P < 0,01$). Přítomnost lineární a kubické složky zde však potvrzena nebyla ($P > 0,05$). Z důvodů výše uvedených nejsou v tabulce analýzy rozptylu počítány složky regrese faktoru A pro úroveň b_2 (tab. IV).

Výsledky analýzy pro úroveň b_3 (tab. IV) dokumentují vysokou statistickou významnost ($P < 0,01$) jak lineární, tak kvadratické složky regrese. Na 5% hladině významnosti je prokázána také přítomnost složky kubické, odchylky od regrese a odchylky od kvadratické regrese.

Po testech významnosti lineární, kvadratické a kubické složky regresní závislosti bylo přistoupeno k odhadu příslušných koeficientů, ke konstrukci



3. Polynomická regresní křivka a pásy spolehlivosti (0,95) pro jednotlivé úrovně (b_1 až b_3) faktoru B - Polynom regression curve and reliability zones (0,95) for particular levels (b_1 in to b_3) of the factor B

Graf B - Rozdíl mezi úrovněmi faktoru B byl neprůkazný ($P > 0,05$), konstrukce grafu se neprovádí - Difference between B factor levels was insignificant ($P > 0,05$), construction of graph is not done
¹yield; ²densities

regresní funkce pomocí metody nejmenších čtverců a ke konstrukci tzv. pásu spolehlivosti (konfidenčního intervalu) regresní křivky. S použitím postupu podle vět [9], [10], [11], [12], [13], [14], [15] a Scheffeho věty [16] bylo přistoupeno k sestavení pásu spolehlivosti pokrývající celou regresní křivku (tzv. F pás pro regresní křivku $f(z) \pm S'$).

Polynomická regresní křivka, definovaná rovnicí (obr. 3, resp. 3a):
 $y = (-0,1)x^2 + 8,7x$ dokumentuje pro b_1 závislost výnosu na hustotě v grafické podobě a F pás spolehlivosti vymezuje dolní ($-S'_a$) a horní ($+S'_a$) hranici spolehlivosti na úrovni 0,95. Z grafu a s ohledem na tab. II je zřejmé, že mimo pás spolehlivosti leží body příslušející hustotě 50 a 65 rostlinám, jsou zde dva vrcholy v rozmezí výnosu 307–327 g, odpovídající hustotě 60 rostlin (a skutečnému výnosu 319,6 g) a druhý vrchol, vyšší obou, mezi 327 a 347 g, odpovídá-

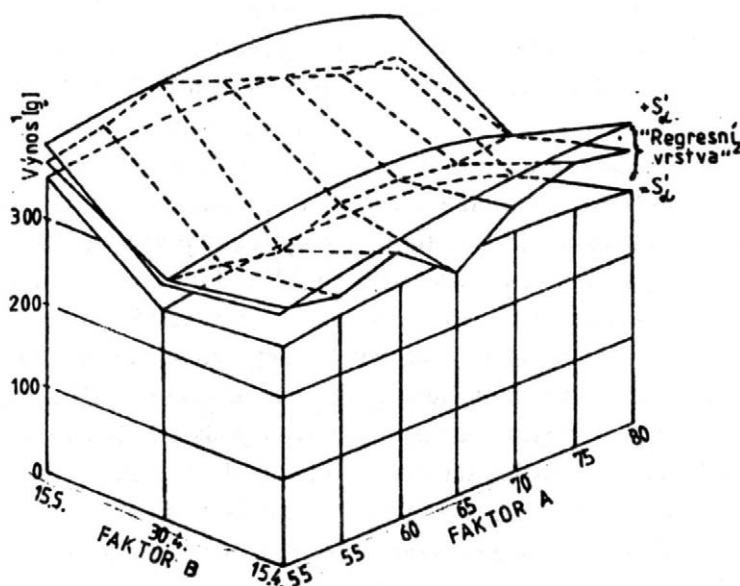
V. Výsledky analýzy rozptylu – Results of variance analysis

Zdroj proměnlivosti ¹	Stupně volnosti ²	Průměrný čtverec ³
a) Analýza rozptylu faktorů A a B ⁴		
Bloky ⁵	2	306,75
Faktor ⁶ A	6	257,833
Faktor B	2	38859,750**
Interakce ⁷ A x B	12	2385,375**
Reziduum ⁸	40	367,888
Celkem ⁹	62	
b) Rozšířená tabulka analýzy rozptylu ¹⁰		
Bloky ⁵	2	306,750
Složky regrese ¹¹ :		
A1	1	500,179*
A2	1	59,029
A3	1	9,534
B1	1	32909,492**
B2	1	44809,488**
A1B1	1	9143,377**
A1A2	1	1408,249
A2B1	1	6043,312**
A2B2	1	1022,760
A3B1	1	1650,118*
A3B2	1	1005,342
Reziduum ⁸	40	367,888
Celkem ⁹	62	–

* $P \leq 0,05$; ** $P \leq 0,01$ ¹resource of variability; ²degrees of freedom; ³average square; ⁴dispersion analysis of A and B factors; ⁵blocks; ⁶factor;⁷interaction; ⁸residuum; ⁹total; ¹⁰extended table of dispersion analysis; ¹¹components of regression

jící hustotě 75 rostlin na 1 m² (a skutečnému výnosu 338,5 g), které se pro uvedené datum (15.4.), tj. úroveň b₁ jeví z hlediska výnosu jako nejlepší.

Budeme-li usuzovat na celkovou tendenci v tomto nejranějším datu výsevu, vidíme, že výnos se zvyšuje s rostoucí hustotou jedinců a kulminuje mezi 70 a 80 rostlinami na 1 m².



Úroveň faktoru ¹ B	Úroveň faktoru A						
	1	2	3	4	5	6	7
1	308,00	292,30	319,60	263,11	310,74	338,35	320,36
2	286,00	274,33	251,17	185,27	287,72	279,40	288,49
3	366,07	387,71	404,68	383,21	356,27	330,03	320,38
Průměr ²	320,02	316,78	325,15	310,53	318,24	315,93	309,74

¹levels of factor; ²average

4. Experimentální hodnoty znaku (výnos v g) přes bloky podle úrovní faktoru A a B, jejich grafické vyjádření, vymezení "reakční vrstvy" regresními plochami (konstruovanými na základě řezů) při spolehlivosti 0,95 - Experimental values of the trait (yield in g) across blocks according levels of factors A and B, their graphic expression: delimitation of "reaction layer" by regression areas (constructed by means of sections) with reliability 0.95

¹yield; ²regression area

Situace pro b_2 je mimo komentář z důvodů uvedených výše, resp. pro uvedenou datum výsevu (30.4.) je v podstatě jedno, která z úrovní faktoru B byla zvolena.

Obr. 3C přibližuje situaci u nejpozdnějšího výsevu (15.5.), tj. při úrovni b_3 a dokumentuje kvalitativně jinou situaci, jiné tendence, které jsou jednoznač-

nější a v celém kontextu experimentátoru v jeho představách zřejmě přijatelnější. Především všechny body, odpovídající jednotlivým hustotám, se nachází v oblasti definovaného pásu spolehlivosti pro regresní křivku s pravděpodobností $1-\alpha$, určenou rovnicí $y = (-0,1)x^2 + 13,9x$. Výnosová hladina narůstajícími hustotami rostlin stoupá a kulminuje mezi 55 a 65 rostlinami s maximální úrovní znaku 404,68 g a pak dále klesá až k minimální hodnotě u nejvyššího hodnoceného počtu rostlin (80 rostlin/m²). Z výsledků je zřejmé, že při nejpozdnějším výsevu by měly být voleny hustoty nižší než u výsevu nejranějšího.

Z hlediska výše uvedeného lze posuzovat i výnosové hladiny u nejranějšího a nejpozdnějšího výsevu, které jsou právě u nejpozdnějšího na vyšší hladině, a to u všech hustot s výjimkou hustoty 75, kde je výnos vyšší u nejranějšího výsevu a u hustoty 80 rostlin, kde jsou výnosy v podstatě shodné. Z grafů dále vyplývá, že by hustota rostlin neměla klesnout pod 550 a nepřekročit 800 tisíc rostlin na 1 ha v časovém rozsahu výsevů od 15.4. do 15.5. u dané odrůdy v daném roce. Aktuální otázkou však může být, zda tato informace může být považována z praktického hlediska bezprostředního výrobce za uspokojivou.

V případě analýzy regrese obou uvažovaných faktorů *A* a *B* byl postup velmi blízký předešlému, celkový součet čtverců byl nejdříve rozložen na pět složek podle věty [4], analogický rozklad sumy čtverců pro faktor *A* podle [2] a sumy čtverců pro faktor *B* na čtyři složky [5] při platnosti [6].

Součet čtverců pro interakci *A* x *B* byl dále rozložen podle [7] a [8] na součet všech možných kombinací jednotlivých složek (v našem případě však na složky maximálně 3. stupně), čímž se dospělo k rozšířené, resp. doplněné tabulce analýzy rozptylu a k testování významnosti příslušných *F*-hodnot, tj. k tab. V. Z ní jako nevýznamné zdroje proměnlivosti byly identifikovány (tab. Va) vedle bloků také faktor *A* (hustoty), na vysoké hladině ($P < 0,01$) jsou ale identifikovány rozdíly mezi úrovněmi faktoru *B* - daty výsevu. Faktor *B* měl prokazatelný a přímý vliv na výnos, u faktoru *A* jeho přímá účast nebyla prokázána, ale byla potvrzena ($P < 0,01$) jeho zprostředkovaná účast v interakci *A* x *B* (byť podíl variance interakce je ve srovnání s variancí pro faktor *B* více než 15krát nižší). Jinými slovy – některá z úrovní faktoru *B* je v účasti na výnose v interakci s některou nebo některými úrovněmi faktoru *A* a nás zajímá typ závislosti výše výnosu na úrovních uvedených faktorů. K tomu nás dovedou výsledky rozšířené analýzy rozptylu v tab. Vb. Z ní je zřejmé, že *F* hodnoty pro lineární, kvadratickou a kubickou regresní složku faktoru *A* jsou statisticky nevýznamné ($P > 0,05$), naproti tomu jako vysoce významné ($P < 0,01$) byly zjištěny složky regrese lineární a kvadratické u faktoru *B*, což je v obou případech v souladu s výsledky v tab. Va.

Z interakcí jsou vysoce významné složky lineární u obou faktorů a kvadratická složka faktoru *A* s lineární složkou faktoru *B*. S 95% pravděpodobností byla prokázána interakce mezi kubickou složkou faktoru *A* a lineární složkou faktoru *B*.

Uvedené potvrdilo, že nejvýznamnějším zdrojem proměnlivosti je faktor *B* (data výsevu) a jeho vliv je na výši výnosu jednak přímý a jednak zprostředkovaný v návaznosti na některé z úrovní faktoru *A*, tzn. v interakci konkrétně s jeho složkou lineární a kvadratickou.

Výše uvedené informace v tabulkové a zejména v grafické formě doplňuje, a dále rozšiřuje obr. 4. Pro názornost jsou zde uvedeny v souhrnné formě experimentální výsledky získané přes bloky podle úrovní faktoru *A* a *B*, zpracované do trojrozměrného tvaru. V této grafické formě je učiněn pokus o konstrukci regresní plochy pomocí řezů, které jsou uvedeny v úrovních faktoru *B*, vymezené dolní a horní úrovní ($f(z) \pm S'_{\omega}$) pásů spolehlivosti definovaných pro každou z úrovní faktoru *B* s pravděpodobností 0,95 (obr. 4). Takto vymezená "reakční vrstva" může dát alespoň intuitivní představu o závislostních jevech, které jsou šrafovaně zpřístupněny s konvenční abstrakcí.

ZÁVĚR

Přínos uvedených závěrů v příspěvku nespatřujeme v hodnocení výsledků experimentu jako takového v návaznosti např. na konkrétní doporučení normy výsevu či organizace porostu k dosažení maximálního výnosu. K takovému záměru bude třeba opakovaných pokusů v prostoru nebo čase. Otázkou může být i volba dat výsevu jako faktoru pro jeho úzkou návaznost na prostředí, protože má charakter časových průřezů. Hlavní přínos proto spatřujeme v demonstraci praktického užití námi uvedeného algoritmu, v názorném přiblížení interpretačních možností zjištěných charakteristik a výsledků v numerické i grafické podobě s tím, že jeho užití je obecnější a může doznat praktického použití v experimentech sledujících i jiné vlivy závislostního charakteru, vlivy nejrozmanitějších, ale věcně zdůvodněných faktorů.

Literatura

- ANDĚL, J.: Matematická statistika. Praha, SNTL – Alfa 1985.
 MYSLIVEC, V.: Statistické metody zemědělského a lesnického výzkumu. Praha, ČSAV 1957, s. 352–363.
 STÁVKOVÁ, J.: Hodnocení pokusů s kvantitativními faktory. Genet. a Šlecht., 22, 1986, č. 3, s. I–VII (Příloha).

M. Kadlec, J. Létal (Mendeleum – Institute of Genetics and Plant Breeding,
Lednice na Moravě, Czechoslovakia)

Regression analysis with one and two factors

An algorithm and application presented here are suitable for generating the shape and/or area of the regression curve as it is appropriate to influences at various levels of one or two factors. The type of dependence considered are linear, quadratic, and cubic. For determining the dependence a reliability belt (zone) F is established for the whole regression curve with 0.95% reliability. The construction of regression areas is carried out the approximative method of cuts, i. e. using reliability zones on either side at the appropriate significance level given for each amount of factor B . Experimental values are used according to different levels of A and B factors.

regression analysis; regression curves; regression areas; confidential intervals;
soybean yield

INZERCE

Redakce časopisu nabízí tuzemským i zahraničním firmám možnosti inzerce na stránkách časopisu GENETIKA A ŠLECHTĚNÍ. Prostřednictvím inzerátů uveřejňovaných v našem časopise budou o Vašich výrobcích informováni pracovníci z výzkumu a provozu u nás i v zahraničí.

Bližší informace získáte na adrese:

Redakce časopisu Genetika a šlechtění k rukám RNDr. M. Braunové
Ústav vědeckotechnických informací pro zemědělství
Slezská 7, 120 56 Praha 2

ADVERTISEMENT

The Editors of the magazine offer to the Czechoslovak as well as foreign firms the possibility of advertising on pages the GENETIKA A ŠLECHTĚNÍ (Genetics and Breeding) magazine. Through your adverts published in our magazine, the specialists both from the field of research and production will be informed about your products.

For a more detailed information, please contact:

Genetika a šlechtění atth. RNDr. M. Braunová
Ústav vědeckotechnických informací pro zemědělství
Slezská 7, CS 120 56 Praha 2

OVlivNĚNÍ FENOLOGICKÝCH FÁZÍ PŠENICE PŘI PODZIMNÍM A JARNÍM SETÍ

Jindřich KOŠNER

Výzkumný ústav rostlinné výroby, 161 06 Praha 6-Ruzyně

U linií pšenice odvozených od substitučních linií Zlatka (CS 5A) s genem *vrn 1* a Zlatka (ČP 3B) s genem citlivosti k fotoperiodě byla porovnávána délka růstových fází při ozimém a jarním setí. Při ozimém setí byla pouze fáze odnožování – sloupkování průkazně kratší. Důležité momenty růstu a vývoje se rozdělily dobou setí dostaly do odlišných časových termínů. Rozdíly mezi působením genu *vrn 1* a genu citlivosti k fotoperiodě se projevily především v počátečních fázích růstu a vývoje. Změna citlivosti k fotoperiodě se projevila více při podzimním setí, ke genu *vrn 1* při jarním setí. V pozdějších fázích byl patrný rozdíl pouze při jarním setí ve fázi metání – kvetení u materiálu s genem pro fotoperiodu.

Triticum aestivum L.; růstový typ; substituční linie

Změna růstového typu pšenice substitucí chromozómů do genetického pozadí odrůdy Zlatka vedla k různým změnám v projevu jednotlivých znaků při pěstování jako ozim nebo jako jařina (K o š n e r, 1991a). Změna růstového typu se nejvíce projeví změnami fenologických fází pšenice. Cílem této práce, navazující na předchozí práci (K o š n e r, 1991a), bylo zhodnocení těchto změn. Hodnoceny byly změny v délce růstových fází při podzimním a jarním setí a vliv genů řídících růstový typ na růstové fáze.

Ovlivnění růstových fází geny ze staré české krajové odrůdy Česká Přesívka bylo studováno již při tvorbě substitučních linií s těmito geny (K o š n e r, 1987). Rozbor růstových fází při různých termínech setí byl dělán např. u dvou australských odrůd a byly zjištěny značné rozdíly mezi genotypy sledovaných odrůd (Flood, Halloran, 1984).

MATERIÁL A METODY

Změny růstového typu u odrůdy Zlatka bylo dosaženo substitucí chromozómu 3B z odrůdy Česká Přesívka nebo výměnou dominantní alely *Vrn 1* odrůdy Zlatka recesivní alelou *vrn 1* substitucí chromozómu 5A z odrůdy Česká Přesívka, event. Chinese Spring. Širší škála genotypů byla získána křížením těchto

substitučních linií se substitučními liniemi ovlivňujícími některé znaky pšenice. Kromě vlastních substitučních linií byly pak použity i rekombinované linie vzniklé z těchto křížení (Košner, 1991b). Byly založeny dva polní pokusy – první setý na podzim (26. 9. 1986) a druhý setý na jaře (15. 4. 1987). Pokusy byly shodné, na stejném pozemku s velikostí parcel 120 x 200 cm ve třech opakováních. Růstové fáze byly hodnoceny analýzou rozptylu. Hodnocen byl vliv podzimního i jarního setí s ohledem na délku fenologických fází a vliv genů podléhajících se na změně růstového typu. Růstové fáze byly hodnoceny podle makrofenologické stupnice Feekese.

Podrobná metodika a popis materiálu jsou uvedeny v práci Košner (1991a).

VÝSLEDKY A DISKUSE

Fáze od vzcházení

V těchto fázích je zahrnuto období vegetačního klidu při ozimém setí, a proto hodnocení jarního a podzimního výsevu může být pouze orientační.

Fáze vzcházení – kvetení

I. Hodnocení vlivu doby setí celého souboru – Výsev: na podzim $\bar{x} = 220,25$ dní, na jaře $\bar{x} = 70,27$ dní.

II. Hodnocení vlivu genů působících na růstový typ (tab. I) – V této fázi se vliv sledovaných genů neprojevil. Případné vlivy sledovaných genů se za celou délku této fáze pravděpodobně vyrovnávají.

Fáze vzcházení – metání

I. Hodnocení vlivu doby setí celého souboru – Výsev: na podzim $\bar{x} = 211,81$ dní, na jaře $\bar{x} = 63,54$ dní.

II. Hodnocení vlivu genů působících na růstový typ (tab. I) – Při ozimém setí není patrný žádný vliv. Při jarním setí jsou průkazné rozdíly mezi genem *vrn 1* a systémem na chromozómu ČP 3B. Pravděpodobně se zde již začínají uplatňovat určité požadavky na jarovizaci, které při jarním setí tuto fázi mírně prodlužují.

Fáze vzcházení – sloupkování

I. Hodnocení vlivu doby setí celého souboru – Výsev: na podzim $\bar{x} = 181,30$ dní, na jaře $\bar{x} = 46,19$ dní.

II. Hodnocení vlivu genů působících na růstový typ (tab. I) – Při podzimním setí gen na chromozómu ČP 3B tuto fázi prodlužuje, pravděpodobně přes fotoperiodickou reakci. Při jarním setí se u genu *vrn 1* projevuje pravděpodobně

určitý nárok na jarovizační reakci a tuto fázi prodlužuje. O rozdílném působení genu při podzimním a jarním seti svědčí i průkazné interakce.

I. Hodnocení vlivu genů působících na růstový typ – Evaluation of the effect of genes on the type of growth

Fáze ¹	Gen ²	$\bar{x}$ ozim ³	p.	$\bar{x}$ jar ⁴	p.
Vzcházení – kvetení ⁵	<i>vrn 1 + 3B, vrn 1, 3B</i>	220,06	–	70,00	–
	jen <i>vrn 1</i>	220,33	–	70,75	–
	jen <i>3B</i>	220,33	–	69,95	–
	<i>F</i>	0,10		1,62	$F_{int.} = 0,46$
Vzcházení – metání ⁶	<i>vrn 1 + 3B, vrn 1, 3B</i>	211,76	–	63,61	–
	jen <i>vrn 1</i>	211,54	–	64,21	3
	jen <i>3B</i>	212,40	–	62,21	2
	<i>F</i>	0,45		6,05*	$F_{int.} = 3,74^*$
Vzcházení – sloupkování ⁷	<i>vrn 1 + 3B, vrn 1, 3B</i>	100,39	3	46,00	–
	jen <i>vrn 1</i>	100,46	3	46,42	3
	jen <i>3B</i>	102,24	1,2	45,52	2
	<i>F</i>	3,20*		2,89*	$F_{int.} = 2,89^*$
Vzcházení – odnožování ⁸	<i>vrn 1 + 3B, vrn 1, 3B</i>	164,61	–	23,78	3
	jen <i>vrn 1</i>	163,79	–	23,38	–
	jen <i>3B</i>	165,19	–	22,43	1
	<i>F</i>	2,50		4,58*	$F_{int.} = 5,15^*$
Odnožování – kvetení ⁹	<i>vrn 1 + 3B, vrn 1, 3B</i>	56,67	–	46,22	3
	jen <i>vrn 1</i>	57,63	3	47,29	–
	jen <i>3B</i>	56,14	2	47,52	1
	<i>F</i>	2,75*		2,75*	$F_{int.} = 2,73^*$
Metání – kvetení ¹⁰	<i>vrn 1 + 3B, vrn 1, 3B</i>	8,22	–	5,39	3
	jen <i>vrn 1</i>	8,71	–	5,54	3
	jen <i>3B</i>	8,24	–	6,24	1,2
	<i>F</i>	1,74		5,17*	$F_{int.} = 3,01^*$

¹phase; ²gene; ³autumn-sowing; ⁴spring-sowing; ⁵emergence – flowering; ⁶emergence – earing; ⁷emergence – shooting; ⁸emergence – tillering; ⁹tillering – flowering; ¹⁰earring – flowering

Fáze vzcházení – odnožování

I. Hodnocení vlivu doby setí celého souboru – Výsev: na podzim $\bar{x} = 164,49$ dní, na jaře $\bar{x} = 23,17$ dní.

II. Hodnocení vlivu genů působících na růstový typ (tab. I) – Situace je obdobná jako u předcházející fáze.

Fáze růstu v jarním a letním období

U těchto fází je již možné lépe porovnávat jejich délku při podzimním a jarním setí.

Fáze odnožování – kvetení

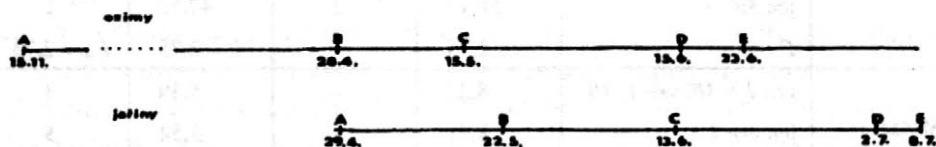
I. Hodnocení vlivu doby setí celého souboru – Výsev: na podzim $\bar{x} = 56,86$ dní, na jaře $\bar{x} = 47,06$ dní.

II. Hodnocení vlivu genů působících na růstový typ (tab. I) – Oba systémy působí na tuto fázi rozdílně, při podzimním setí je nejdelší fáze vlivem genu *vrn 1* a při jarním setí vlivem chromozómu ČP 3B.

Fáze odnožování – metání

I. Hodnocení vlivu doby setí celého souboru – Výsev: na podzim $\bar{x} = 47,32$ dní, na jaře $\bar{x} = 40,35$ dní.

II. Hodnocení vlivu genů působících na růstový typ – V této fázi není průkazný vliv genů působících na růstový typ.

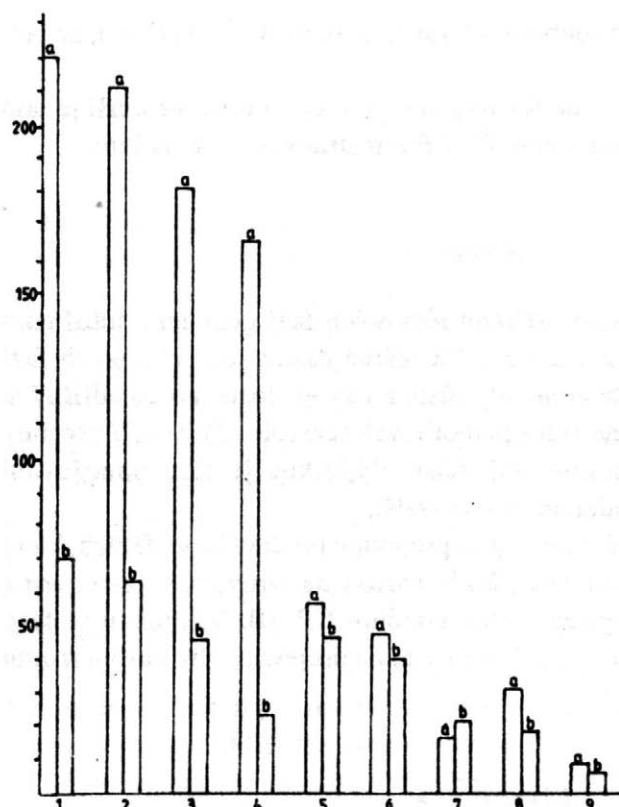


I. Porovnání růstových fází při podzimním a jarním setí v reálné časové ose - Comparison of growth phases at autumn and spring sowing in real time axis

Platí pro obr. 1 a 2 - Holds for Figs. 1 and 2:

A = vzcházení – emergence; B = odnožování – tillering; C = sloupkování – shooting; D = metání – earing; E = kvetení – flowering

2. Porovnání růstových fází při podzimním (a) a jarním (b) setí – Comparison of growth phases at autumn (a) and spring (b) sowing



Fáze odnožování – sloupkování

I. Hodnocení vlivu doby setí celého souboru – Výsev: na podzim $\bar{x} = 16,52$ dní, na jaře $\bar{x} = 21,98$ dní. V tomto jediném případě je výrazně kratší doba fáze při podzimním výsevu.

II. Hodnocení genů působících na růstový typ – V této fázi není průkazný vliv těchto genů.

Fáze sloupkování – metání

I. Hodnocení vlivu doby setí celého souboru – Výsev: na podzim $\bar{x} = 30,79$ dní, na jaře $\bar{x} = 18,35$ dní.

II. Hodnocení genů působících na růstový typ – V této fázi není průkazný vliv těchto genů.

Fáze metání – kvetení

I. Hodnocení doby setí celého souboru – Výsev: na podzim $\bar{x} = 8,43$ dní, na jaře $\bar{x} = 5,73$ dní.

II. Hodnocení genů působících na růstový typ (tab. I) – Průkazně delší je tato fáze působením genu na chromozómu ČP 3B u rostlin vyšetřých na jaře.

ZÁVĚR

Experiment ukázal odlišnost průběhu růstových fází geneticky totožného materiálu při podzimním a jarním setí. Na reálné časové ose růstových fází (obr.1) je vidět, jak se důležité momenty růstu a vývoje dostávají do odlišných termínů. To se pak projevuje na délce jednotlivých fází (obr. 2). Téměř všechny růstové fáze jsou při podzimním setí delší. Výjimkou je fáze odnožování – sloupkování, která je při podzimním setí kratší.

Vliv genů působících na růstový typ se projevuje především ve fázích, které spadají do počátečních termínů, kdy působí nároky na jarovizaci u genu *vrn 1* a nároky na fotoperiodu u systému chromozómu ČP 3B. Výjimkou je fáze metání – kvetení při jarním setí, v níž se průkazně projevuje vliv chromozómu ČP 3B prodloužením této fáze.

Literatura

FLOOD, R. G.- HALLORAN, G. M.: Basic development rate in spring wheat. Agron. J., 76, 1984, s. 260-264.

KOŠNER, J.: A study of inheritance in the alternative growth habit of the cultivar Česká Přesívka. Sci. agric. Bohemoslov., 19, 1987, č. 1, s. 33-45.

KOŠNER, J.: Vliv změny růstového typu pšenice na kvantitativní znaky při podzimním a jarním setí. Genet. a Šlecht., 27, 1991a, č. 2-3, s. 97-108.

KOŠNER, J.: Určení vztahu některých genů pomocí rekombinovaných linií při podzimním a jarním setí. Genet. a Šlecht., 27, 1991b, č. 2-3, s. 109-120.

Došlo dne 31.8.1991

J. Košner (Research Institute for Plant Production,
Praha 6 - Ruzyně, Czechoslovakia)

Influencing the phenological phases of wheat after the autumn and spring sowing

With the formation of substitution lines Zlatka (Česká Přesívka 3B) and Zlatka (Česká Přesívka 5A) new forms of wheat came into existence, capable of winter and spring sowing. The broadening of genetic base was reached by crossing with substitution lines Zlatka (CS 3B) and Zlatka (CS A). Through comparing the growth stage of these materials classified according to Feekes, the differences in the length of growth phases and in their course after the autumn and spring sowing were studied. The results pointed to the fact that almost all growth phases are longer after winter sowing; statistically shorter after winter sowing was only the phase of tillering - shooting (Fig. 2). Also the important moments of growth and development occur on different dates at the different time of sowing (Fig. 1). The effect of genes on the type of growth (Table I), i. e. the effect of genes on the chromosome 3B in the Česká Přesívka (ČP), acting through the photo-periodical reaction and the *vrn 1* alleles on the chromosome 5A of the ČP is most obvious in the initial phases, when the demands of vernalization and photoperiod are apparent. After the autumn sowing these phases are prolonged by the *vrn 1* gene on the chromosome 5A. This is quite significant mainly in the phase of emergence - shooting where after the autumn sowing the plants with the *vrn 1* allele shoot earlier, in 100.46 days after emergence, compared with the plants with the gene on the chromosome ČP 3B, which shoot after 102.42 days. On the contrary after the spring sowing the plants with the *vrn 1* allele shoot later (after 465.42 days) than the plants with the ČP 38, which shoot in 45.52 days. During the later phases of growth the effect of these genes is not apparent apart from the phases of earing - flowering, when this phase after spring sowing is significantly longer than in the materials with the chromosome 3B of ČP.

Triticum aestivum L.; growth type; aneuploids; substitution lines

Opravenka

Prosíme čtenáře, aby si v článku J. Košner: Určení vztahů některých genů pomocí rekombinovaných linií pšenice při podzimním a jarním setí, uveřejněném v čísle 2-3/1991, opravili na straně 113 vysvětlivky k tab. I a II:

- A = počet produktivních odnoží na plochu – number of productive tillers per area
- B = počet klásků na klas – spikelet number per spike
- C = hmotnost 1000 semen – 1000-grain weight
- D = počet zrn na klas – grain number per ear
- E = hmotnost zrn na klas – grain weight per ear
- F = délka klasu – spike length
- G = délka produktivních odnoží – length of productive tillers
- H = sklizňový index – harvest index
- I = počet zrn z plochy – grain number per area
- J = hmotnost zrn z plochy – grain weight per area

ČESKOSLOVENSKÝ DIFERENCIAČNÍ SOUBOR ODRŮD JEČMENE JARNÍHO K URČOVÁNÍ PATOTYPŮ PADLÍ TRAVNÍHO

Antonín DREISEITL

Výzkumný ústav obilnářský, 767 41 Kroměříž

V práci je navržen devítičlenný diferenční soubor odrůd ječmene jarního k identifikaci patotypů padlí travního. Diferenční soubor je sestaven z československých odrůd ječmene jarního s příslušnými geny odolnosti vůči padlí travnímu [Merkur *Ml-g*, Rubín *Ml-a1*, Mars *Ml-a3* + *Ml-g*, Ametyst *Ml-a6*, Diabas *Ml-a7*, Spartan *Ml-a9*, Korál *Ml-a13*, Kredit *Ml-(1192)*]. K popisu patotypů slouží základní trojmístné identifikační číslo. Pomocí souboru lze teoreticky rozlišit 512 patotypů. Další rozlišení lze provést pomocí doplňkových odrůd. Soubor je určen především pro praktické využití při šlechtění ječmene na odolnost k padlí travnímu.

Hordeum vulgare L.; *Erysiphe graminis hordei*; testovací sortiment

Padlí travní vytváří několik specializovaných forem (forma *specialis*), které se vzájemně liší hostitelskými rody. Ječmen napadá specializovaná forma *Erysiphe graminis* f. sp. *hordei*.

V populaci hostitelského rodu - ječmeni se v průběhu evoluce vytvořily formy s různými odolnostmi vůči patogenovi, v tomto případě vůči padlí travnímu. Následně pak v populaci patogena vznikají patotypy schopné překonávat příslušné geny odolnosti.

S moderním zemědělstvím je spjata snaha biologickou (genetickou) cestou omezit škodlivost nejvýznamnějších patogenů. Rozhodujícím směrem je tvorba rezistentních odrůd. Ve šlechtění ječmene jsou využívány stále nové zdroje odolnosti k padlí travnímu. V důsledku toho je populace vnitřně diferencovaná, neboť proti většině použitých genů odolnosti v odrůdách ječmene již existují geny virulence v populaci padlí.

Diferenční soubory byly používány hlavně při určování tzv. rasového spektra. V současné době se využívají především metody kvantitativní analýzy populace padlí travního, při nichž není základní jednotkou informace definovaný patotyp (rasa), ale jednotlivý gen virulence, bez ohledu na to, v jaké konkrétní sestavě dalších genů virulence se nachází.

Svoji důležitost si diferenciatní soubory odrůd zachovaly při definování patotypů používaných k identifikaci genů rezistence v odrůdách a při vyhledávání nových patotypů vhodných pro dané využití, neboť výběr vhodného a přesně určeného patotypu je jednou ze základních podmínek úspěšné selekce v rámci rezistentního šlechtění.

Cílem této práce bylo sestavení jednoduchého diferenciatního souboru odrůd ječmene respektujícího racionální potřeby šlechtitelů této plodiny.

MATERIÁL A METODY

Hlavní nevýhodou u nás používaného osmnáctičlenného diferenciatního souboru (Frauenstein et al., 1983) uvedeného v tab. I je jeho malá diferenciatní schopnost, způsobená vývojem populace padlí (zvláště odrůdy č. 2, 3 a 8) duplicitou odrůd pro geny odolnosti (č. 4 a 6, č. 16 a 17), zařazením nepřekonané odolnosti, která není schopna diferencovat populaci padlí (č. 18), přítomností odrůdy, která nemá v ČSFR praktický význam (č. 5), a zařazením odrůd se středními odolnostmi, jejichž projev, vyjádřený infekčním typem (i. t.), je výrazně modifikován vlivem prostředí (č. 7, 10, 12). Tyto odrůdy jsou hlavními zdroji nepřesností při definování patotypů, neboť střední odolnost, charakterizovaná např. i. t. 2 je často modifikována na i. t. 1 nebo naopak na i. t. 3. Na těchto odrůdách je proto mnohdy obtížné rozlišit rezistentní reakci od reakce náchylné. Celý soubor je tvořen především starými odrůdami či donory odolnosti, jejichž osivo je reprodukováno s většími obtížemi. Vzhledem k požadavku na racionální informace je tento soubor příliš početný.

Při vývoji nového diferenciatního sortimentu jsme vycházeli z potřeby znalosti reakce patotypů především k těm genům odolnosti, které byly v ČSFR využity, při respektování požadavku na přesnost a jednoznačnost identifikace těchto patotypů.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Navržený devítičlenný diferenciatní soubor odrůd ječmene jarního je uveden v tab. II. Vycházeli jsme z odrůd, které byly vytvořeny v ČSFR s příslušnou odolností jako první (Dreiseitl, 1989; 1992a). V případě alely M1-a13 byly ve stejném roce povoleny odrůdy Safír a Korál. Do diferenciatního souboru byla vybrána odrůda Korál, neboť sehrála mnohem významnější úlohu než odrůda Safír. Výjimkou z hlediska časové posloupnosti je odrůda s alelou M1-a7. S touto odolností byla jako první v ČSFR v roce 1976 povolena odrůda Atlas. Atlas se však jmenuje i ve světě známá odrůda s originálním, po ní

I. Testovací sortiment k rozlišení patotypů padlí travního na ječmeni (Frauenstein et al., 1983)
 – The test collection used to distinguish the pathotypes of powdery mildew on barley (Frauenstein et al., 1983)

Pořadové číslo ¹	Diferenciační odrůda ²	Geny rezistence ³	Číselný kód ⁴	Příklad patotypu ⁵ 753 053
1.	Weihenstep. CP 127/422	<i>Ml-g MICP</i>	2 ⁰ = 1	+
2.	Weihenstep. 37/136	<i>Ml-h</i>	2 ¹ = 2	+
3.	Weihenstep. 41/145	<i>Ml-ra</i>	2 ² = 4	+
4.	Voldagsen 8141/44	<i>Ml-a6, Ml-a14</i>	2 ⁰ = 1	+
5.	Gat. Mut. 511	<i>Ml-n</i>	2 ¹ = 2	
6.	Gat. Mut. 501	<i>Ml-a6, Ml-h, 1 dom.</i>	2 ² = 4	+
7.	HOR 1063	<i>Ml-k</i>	2 ⁰ = 1	+
8.	HOR 1657	<i>Ml-a22</i>	2 ¹ = 2	+
9.	HOR 1036	<i>Ml-a3</i>	2 ² = 4	
10.	Atlas	<i>Ml-at</i>	2 ⁰ = 1	
11.	Rabat	<i>Ml-al</i>	2 ¹ = 2	
12.	HOR 1402	<i>Ml-a23</i>	2 ² = 4	
13.	Amsel	<i>Ml-a7, Ml-g, 1 dom.</i>	2 ⁰ = 1	+
14.	Emir	<i>Ml-a12</i>	2 ¹ = 2	
15.	Monte Cristo	<i>Ml-a9, Ml-k</i>	2 ² = 4	+
16.	Rupal	<i>Ml-a13</i>	2 ⁰ = 1	+
17.	Karát	<i>Ml-a13</i>	2 ¹ = 2	+
18.	Haisa M66	<i>ml-o</i>	2 ² = 4	

¹ordinal number; ² differentiation variety; ³ resistance genes; ⁴ numerical code; ⁵ pathotype example

označeným genem *Ml-at* (tab. I, odrůda č. 10). Aby nedocházelo k záměně a omylům, zařadili jsme do navrženého souboru druhou čs. odrůdu s genem *Ml-a7* - odrůdu Diabas, povolenou o rok později v roce 1977.

Pod č. 1 bylo zvažováno zařazení odrůdy Merkur (první československá odrůda se záměrně zabudovaným genem odolnosti padlí, která nese gen *Ml-g*. Tento gen má v současné době malou diferenciační hodnotu, ale jeho přítomnost v odrůdách je častá a jeho i. t. je zřetelný (0). Proto byla nakonec odrůda Merkur do souboru zařazena.

II. Československý diferenciální soubor odrůd ječmene jarního k identifikaci patotypů padlí travního (*Erysiphe graminis* f. sp. *hordei*) – The Czechoslovak differentiation collection of spring barley varieties to identify powdery mildew (*Erysiphe graminis* f. sp. *hordei*)

Pořadové číslo ¹	Odrůda ²	Rok povolení ³	Geny odolnosti ⁴	Infekční typ ⁵	Číselný kód A/V ⁶	Příklad patotypu ⁷ 176
1.	Merkur	1964	<i>Ml-g</i>	0	0/2 ⁰ =0/1	+
2.	Rubín	1982	<i>Ml-a1</i>	0	0/2 ¹ =0/2	
3.	Mars	1983	<i>Ml-a3</i> , <i>Ml-g</i>	0-1 N	0/2 ² =0/4	
4.	Ametyst	1972	<i>Ml-a6</i>	0	0/2 ⁰ =0/1	+
5.	Diabas	1977	<i>Ml-a7</i>	1	0/2 ¹ =0/2	+
6.	Spartan	1977	<i>Ml-a9</i>	0	0/2 ² =0/4	+
7.	Zefír	1981	<i>Ml-a12</i>	0-1	0/2 ⁰ =0/1	
8.	Korál	1978	<i>Ml-a13</i>	0	0/2 ¹ =0/2	+
9.	Kredit	1984	<i>Ml-(1192)</i>	1-2 N	0/2 ² =0/4	+

A = avirulence; V = virulence (+)

¹ordinal number; ²variety; ³year of official acceptance; ⁴resistance genes; ⁵infection type; ⁶numerical code A/V; ⁷pathotype example

V našem sortimentu odrůd ječmene byla dosud jediná s alelou *Ml-a3*, a to odrůda Mars (Dreiseitl, 1992b), která obsahuje současně i gen *Ml-g*. Patotypy s avirulencí vůči tomuto genu jsou již méně časté. Případný účinek samotného genu *Ml-g* v odrůdě Mars lze zjistit porovnáním s odrůdou Merkur.

Zvažováno bylo i včlenění odrůdy Kredit. Její odolnost se blíží k tzv. středním odolnostem, s nimiž jsou spojeny výše uvedené problémy. Tuto odolnost navíc považujeme za příbuznou k alele *Ml-a13* odrůdy Korál, neboť zatím všechny námi používané patotypy reagovaly vždy stejně (virulencí či avirulencí) jako u odrůdy Korál. O zařazení odrůdy Kredit, nesoucí odolnost kroměřížské linie KM 1192 do diferenciálního souboru, rozhodlo písemné sdělení dr. Jørgensena z Dánska o tom, že čs. odrůdy Kredit a Jarek (se stejnou odolností) se jako první zasloužily o komerční využití nové odolnosti na Evropském trhu odrůd ječmene odolných padlí travnímu. Druhým okruhem problémů je vhodné vyjádření reakce daného patotypu na odrůdách sestaveného diferenciálního souboru. Byl prostudován systém označování patotypů, které navrhl Habgood (1970). Jeho přínosem je, že reakce odrůd je členěna jen na rezistentní (0) a náchylnou (1). Tento systém umožňuje snadné počítačové zpracování, ale vyžaduje dobrou znalost reakce (i. t.) každé použité diferen-

ční odrůdy. Příčný zápis reakce je však nepraktický (např. 100 111 011). Proto byla reakce každého patotypu definována součtem těch mocnin základního čísla 2, které odpovídaly pořadovým číslům odrůd překonaných daným patotypem. Tento systém je zvláště vhodný při nižším počtu diferenciacních odrůd (6 - 7).

Jiný systém byl navržen pro rez travní (Roelfs, Martens, 1988). Princip spočívá v rozdělení diferenciacních odrůd do skupin po čtyřech odrůdách. Patotypy na každé skupině těchto čtyř odrůd mohou reagovat šestnácti možnými způsoby. Pro každou možnou reakci je použito písmeno velké abecedy (B až T). Diferenciační soubor je tvořen 12 odrůdami (třemi skupinami po čtyřech odrůdách), proto je výsledná reakce každého patotypu definována třemi písmeny (např. HDL). Tento systém je uplatněn i u rzi pšeničné (Long, Kolmer, 1989).

Po zhodnocení těchto systémů a některých úvah jsme se nakonec rozhodli pro stejné označování jaké bylo použito u diferenciacního souboru (Frauenstein et al., 1983). Tito autoři uplatnili označování vycházející ze systému, který navrhl Habgood (1970). Diferenciační sortiment rozdělili do skupin po třech odrůdách. V každé skupině obdržela první odrůda při náchylné reakci hodnotu 1 (2^0), druhá odrůda 2 (2^1) a třetí odrůda 4 (2^2). Při rezistentní reakci obdržela každá z odrůd hodnotu 0. Součtem hodnot jednotlivých odrůd v každé skupině bylo získáno jednomístné číslo v rozpětí 0 až 7. Toto číslo dobře označuje všech 8 (2^3) možných reakcí v každé skupině. Čísla jsou psána v pořadí skupin. Při 18členném souboru byl tedy každý patotyp definován jedním šestimístním číslem (např. u nás nejpoužívanější patotyp nesl označení 753 053 - tab. I).

Navržený soubor obsahuje devět odrůd. Proto patotypy budou definovány třemi číslicemi (třímístním číslem). Tímto souborem může být rozlišeno 2^9 , tedy 512 základních patotypů s označením od 000 až po 777. Další rozlišení může být provedeno přiřazením doplňkových odrůd. Později může být diferenciacní soubor rozšířen o další skupinu tří odrůd. V tab. II je pro ilustraci uvedena reakce patotypu 753 053 na novém diferenciacním souboru a jeho nové identifikační číslo (176).

Navržený diferenciacní soubor je určen především pro snadnou orientaci šlechtitelů při využívání různých patotypů padlí travního. Při zveřejňování výsledků s předpokladem jejich využití v zahraničí lze uvést údaje o virulenci patotypů jako zlomek, v jehož čitateli budou uvedeny účinné geny a ve jmenovateli neúčinné geny odolnosti k danému patotypu. Takovýto zápis např. pro patotyp 176 je, při zkráceném označení genů odolnosti, následující: *Ml-a1, a3, a12/g, a6, a7, a9, a13, (1192)*. Protože je reakce odrůd vyjádřena kvalitativně

(napadení, odolnost), mohou být jednotlivé odrůdy diferenciačního souboru zaměněny za jiné, novější se stejnou odolností a se zřetelnější reakcí.

Celé označení patotypu obsahuje identifikaci druhu a specializované formy patogena (*Erysiphe graminis* f. sp. *hordei* - EGH). Pak následuje vlastní identifikační číslo vyjadřující reakci na diferenciačním souboru (např. 371). Nakonec národní označení (CS) a zkrácený rok zveřejnění nové identifikace (91). Úplné označení uvedeného patotypu má následující podobu EGH 371 CS-91. Zkrácené označení jen 371, pokud je z práce zřejmé, že se zabývá padlím travním na ječmeni a v metodice je uvedeno, jaký systém byl pro identifikaci použit.

Literatura

- DREISEITL, A.: Genetický základ odolnosti nových československých odrůd ječmene jarního vůči padlí travnímu (*Erysiphe graminis* f. sp. *hordei*). Genet. a Šlecht., 25, 1989, s. 57-64.
- DREISEITL, A.: Odolnost nových československých odrůd a novošlechtění ječmene jarního vůči padlí travnímu. Genet. a Šlecht., 28, 1992a (v tisku).
- DREISEITL, A.: Analýza výsledků šlechtění československých odrůd ječmene jarního na odolnost k chorobám, zvláště padlí travnímu. Genet. a Šlecht., 28, 1992b (v tisku).
- FRAUENSTEIN, K. - MEYER, H. - WALTHER, U. - WOLFRAM, H.: Neue Testsortimente und Rassenbezeichnungen bei Mehltau (*Erysiphe graminis* DC. f. sp. *tritici*, *hordei* und *secalis* Marchal) und Zwergrost (*Puccinia hordei* Oth.). Arch. Phytopathol. Pfl.-Schutz, 19, 1983, s. 239-246.
- HABGOOD, R. M.: Designation of physiological races of plant pathogens. Nature, 227, 1970, s. 1268-1269.
- LONG, D. L. - KÖLMER, J. A.: A North American system of nomenclature for *Puccinia recondita* f. sp. *tritici*. Phytopathology, 79, 1989, s. 525-529.
- ROELFS, A. P. - MARTENS, J. W.: An international system of nomenclature for *Puccinia graminis* f. sp. *tritici*. Phytopathology, 78, 1988, s. 526-533.

Došlo dne 5. 12. 1991

A. Dreiseitl (Cereal Research Institute, Kromčář, Czechoslovakia)

A Czechoslovak test-assortment of spring barley cultivars for identifying powdery mildew pathotypes

The research was aimed at setting up a simple test-assortment of barley cultivars regarding breeders' needs since the current one by Frauenstein et al. (1983) is not appropriate any more. The main disadvantages of this assortment are a high number of accessions (18) with low differentiating ability caused by the development of a powdery mildew population, duplicity in cultivars for some resistance genes, including non-broken down resistance which is unable to differentiate mildew populations, the presence of a cultivar the resistance of

which is not important in Czechoslovakia, and including cultivars having intermediate resistances the manifestation of which (expressed by an infection type) is modified by environmental conditions. The cultivars with intermediate resistances are the main sources of inaccuracy in pathotype identification. The whole current assortment has been set up mostly with old cultivars or resistance donors, the seeds of which are difficult to reproduce. A new proposed 9-accession test-assortment contains Czechoslovak spring barley cultivars with corresponding resistance genes to powdery mildew [Merkur *MI-g*, Rubín *MI-a1*, Mars *MI-a3* + *MI-g*, Ametyst *MI-a6*, Diabas *MI-a7*, Spartan *MI-a9*, Zeffr *MI-a12*, Korál *MI-a13*, Kredit *MI-(1192)*]. In order to designate pathotypes, several systems were studied. Systems of designation by H a b g o o d (1970) and R o e l f s and M a r t e n s (1988) are discussed. A modified system by Habgood has been accepted in the same form as it was used by F r a u e n s t e i n et al. (1983). Based on this system pathotypes are designated with three-figure numbers. The proposed assortment is able to differentiate 512 basic pathotypes. For further differentiation complementary cultivars can be added. The test-assortment is assigned particularly for identifying the pathotypes used in resistance breeding. A method of quantitative analysis focused not on pathotypes but the occurrence of single virulent genes prevails in analysing powdery mildew populations.

Hordeum vulgare L.; *Erysiphe graminis hordei*; testassortment

ŽIVOTNÍ JUBILEA

70 LET DOC. ING. JOSEFA BOUMY, CSc.

Doc. ing. Josef B o u m a, CSc., člen ČSAZ, laureát státní ceny a přední šlechtitel pšenice a ječmenů, náš přítel a učitel se dožil 21. října 1991 sedmdesáti let.

Narodil se v zemědělské rodině v Kozlově u Ledče n/Sázavou. Vysokou školu zemědělskou v Praze ukončil v roce 1954, v roce 1961 u prof. Hrubého na PF UK v Praze absolvoval postgraduální studium genetiky, fyziologie a ochrany rostlin a v roce 1968 obhájil na VŠZ Brno kandidátskou disertační práci. V letošním roce předložil habilitační práci a vědecká rada VŠZ Brno mu udělila titul docenta pro obor speciální produkce rostlinná.

Doc. ing. Josef B o u m a, CSc., pracuje ve šlechtění jarních ječmenů od roku 1984. Do roku 1970 jako předseda šlechtitelské rady pro obiloviny a vedoucí kolektivu pro šlechtění ječmenů, metodicky řídil šlechtění obilovin v Československu. Během své šlechtitelské činnosti se podílel jako autor, popř. spoluautor na vyšlechtění tří odrůd pšenic a deseti odrůd ječmenu, z nichž odrůda Valtický a zejména odrůda Diamant daly základ k podstatnému zvýšení výnosů jarních ječmenů.

Na bázi odrůdy Diamant bylo u nás vyšlechtěno 28 odrůd diamantové řady. Tento donor byl využíván v celém světě a na jeho bázi bylo vyšlechtěno 114 odrůd jarních ječmenů.

V padesátých letech rozšířením odrůdy ječmene Valtický se zvýšily hektarové výnosy nejméně o 10 % při srovnání s výkonností hanáckých odrůd. V roce 1949 šlechtitelský materiál jarního ječmene Valtický byl morfotypově nejednotný. Doc. Bořum a, CSc., vyseletoval dva základní typy, které označil A, B a vytvořil elitu, která se skládala ze 60 % z typu A a ze 40 % z typu B. Po roce 1952 se jarní ječmen Valtický rozšiřuje do všech výrobních oblastí a v letech 1960 a 1967 zaujímá 50 % osevních ploch ječmene jarního.

Jarní odrůda Valtický byla využívána ve šlechtitelské praxi v kombinačním křížení. V letech 1959 až 1967 bylo v Československu na jejím základě vyšlechtěno pět odrůd: Branišovický C, Ekonom, Jantar, Sladar a Diamant jako pozitivní mutace získaná po ozáření (dávka 10 000 R) semen jarního ječmene Valtický typ A. Je nutné ocenit odvahu jubilanta, že v době kdy někteří naši genetické propagovali nápad T. D. Lisenka, využíval v praxi metodu mutačního šlechtění. V roce 1956 ozářil suchá semena jarního ječmene Valtický typ A X-paprsky. Potomstva vybrané rostliny označené číslem 228 daly základ pro vyšlechtění první odrůdy metodou mutačního šlechtění u nás. Použitý metodický postup byl v této době naprosto originální a vedl k vyšlechtění odrůdy Diamant.

Odrůda Diamant zahájila novou etapu intenzivního růstu výnosů v Československu a jeho dalšího vylepšování šlechtitelskou cestou. Analýza výsledků dosažených nástupem a masovým rozšířením odrůdy Diamant a jeho analogů prokazuje, že vlivem šlechtění bylo zvýšeno produktivní odnožování asi o 80 %, sklizňový index o 40 % a výnos zrna o 85 %. Odrůda Diamant a odrůdy z ní vzniklé umožnily díky intenzitě odnožování zvýšit počet produktivních klasů na 1 m² o 10 až 15 %. V celkové produkci biomasy byl zvýšen podíl zrna hlavně díky zkrácení délky stébla proti odrůdám Valtický nebo Dvoran o 1/5 (ze 100 až 105 cm na 65 až 70 cm). Odrůda Diamant zahájila novou etapu ve šlechtění jarního ječmene v Československu i ve světě svými kvalitativně jinými vlastnostmi vývoje (vysoká hustota prostoru, velmi pozvolné počáteční fáze růstu) a zvláště zkrácenou výškou stébla při zachování vysoké produktivity rostliny. Je třeba připomenout i jubilantovy zásluhy ve šlechtění ozimé pšenice, tak např. odrůda Hana vyniká špičkovou potravinářskou jakostí.

Přesto, že v konsolidačním období po roce 1968 byl postižen a musel odejít z pracoviště, které vybudoval, jeho zásluhy o rozvoj čs. šlechtění a rostlinné výroby byly tak nesporné, že byl odměněn státním vyznamenáním za zásluhy a výstavbu v roce 1966 a státní cenou v roce 1983. Do roku 1970 byl jubilant členem vědeckých rad výzkumných ústavů a členem Československé akademie zemědělské. Spolupráce s VŠZ v Brně byla od roku 1968 aktivní. Do roku 1971 jako externí učitel přednášel vybrané kapitoly šlechtění obilovin a luskovin.

V roce 1990 byl ČSAZ rehabilitován a 25. ledna 1991 byl jmenován řádným členem ČSAZ do oboru rostlinné výroby a komise genetiky, šlechtění a semenářství. Zcela mimořádná je jeho spolupráce se zemědělskou praxí, kde formou přednášek a polních kázání informuje agronomy o vědeckých poznatcích při určování optimálních vstupů k dosažení vysokých a stabilních výnosů a kvality zrna pěstovaných odrůd obilovin.

Jménem pracovníků vědeckovýzkumné základny šlechtitelů přeji jubilantovi k jeho významnému životnímu jubileu zdraví a invenci tak, aby svými znalostmi a zkušenostmi pomohl svou poradenskou a konzultační prací ve spolupráci s Externím ústavem agroekologie a agrotechniky AF VŠZ v Hrušovanech u Brna dále rozvíjet naše obilnářství.

Ing. Josef Pešek, DrSc., člen ČSAZ

INDUKCE MUTANTŮ SLADOVNICKÝCH JEČMENŮ VHODNÝCH PRO ŠLECHTĚNÍ KRMNÝCH A POTRAVINÁŘSKÝCH JEČMENŮ

Jan UHLÍK

Vysoká škola zemědělská, 165 00 Praha 6 - Suchbát

U genotypově rozdílných sladovnických ječmenů byli tepelnými neutrony a metylnitrozomočovinou dostatečně indukováni plodní mutanti s bezpluchými obilkami, s podstatně změněnými obsahy i vzájemnými kvantitativními relacemi většího počtu aminokyselin a rozdílným obsahem N-látek v obilkách. Získané výsledky plně potvrdily předpoklad, že bude možné opakovaně indukovat i u geneticky rozdílných sladovnických materiálů mutanty s vhodně změněnými biochemickými znaky, využitelné pro šlechtění krmných ječmenů. Bezpluchost obilek se ukázala jako vhodný detekční marker pro výběr mutantů se změněnými biochemickými charakteristikami obilek. Výskyt doprovodných biochemických mutací u mutantů s bezpluchými obilkami byl dostatečně vysoký pro zachycení plodných materiálů se změněnými biochemickými znaky obilek.

ječmeny krmné a nahé; ječmeny potravinářské; mutace; aminokyseliny; bílkoviny; tepelné neutrony; metylnitrozomočovina; biochemie obilek

Rozsah variability biochemických znaků obilek ječmene jarního není natolik dostačující, aby umožňoval v krátké době vyšlechtění vysoce výkonných krmných ječmenů podle současných požadavků.

V současnosti je zřejmé, že využití polokulturních nebo dokonce planě rostoucích genetických zdrojů a z nich odvozených kříženců a mutantů se změněnými biochemickými znaky má pro šlechtění krmných ječmenů značně dlouhodobý charakter (Doll, Koie, 1972; Garkavyj, 1983; Lekeš, Vaculová, 1984). Především pro udržení vhodných sestav kulturních znaků u šlechtitelských výchozích materiálů byl vypracován postup (Uhlík, 1985, 1988), při němž jsou využíváni při kombinačním šlechtění mutanti se změněnými biochemickými znaky, indukovaní výhradně od prošlechtěných sladovnických ječmenů. Větší vhodnost využití mutagenese k vytváření dostatečně plodných šlechtitelských materiálů pro šlechtění krmných ječmenů prokázali Uhlík et al. (1986).

Cílem této práce bylo prokázat, že indukce vhodných mutantů u odrůdy Atlas (Uhlík, Burianová, 1982), kteří byli využiti v předchozích hybridizačních pokusech, nebyla výjimečná a že lze podobné mutanty indukovat

i u dalších, navzájem genotypově značně odlišných sladovnických ječmenů k získání potřebné genetické variability v kvantitativních znacích biochemického charakteru.

MATERIÁL A METODY

Ovlivnění obilek tepelnými neutrony a metylnitrozomočovinou bylo provedeno v rozmezí let 1981 až 1984 u nšl. BR 1616, BR 1583, UH 215, KM 1192 a u odrůd Zefír, Krystal a Zenit. Obilky odrůd Orbit a KM 184 byly ovlivněny jen chemomutagenem. Metylnitrozomočovina byla užita v koncentracích 3,5, 4 a 5 Mmol po dobu tři hodiny s následným tříhodinovým promýváním obilek v destilované vodě a dosoušením při laboratorní teplotě. Tepelnými neutrony bylo osivo ozářeno dávkami 3.10^{12} , 6.10^{12} a 1.10^{13} n/cm².

V dalších generacích byl prováděn výběr bezpluchých obilek a u hodnocených potomstev výběr vhodných, dostatečně plodných mutantů s bezpluchými obilkami. Po odstranění negativních doprovodných mutací pěstováním v diametrálně odlišných podmínkách a po opakovaném stanovení N-látek byli vybráni mutanti hodnoceni ve zkouškách výkonu v Č. Újezdě a na Šlechtitelské stanici v Branišovicích ve dvou až čtyřech opakováních obvyklým způsobem.

U první skupiny výběrů (tab. I) byly vypočítány výnosy obilek z výsledků tříletých zkoušek výkonu v Č. Újezdě a v Branišovicích (1987 až 1989). Relativní výnosy bezpluchých obilek mutantů vzhledem k výnosu pluchatých obilek kontroly jsou uváděny bez 10% bonifikace, připadající na hmotnost pluch pluchatých obilek u kontroly. Relativní výnosy u druhé skupiny výběrů (tab. II) byly vypočítány z výsledků získaných v sezónách 1988 a 1989 na Šlechtitelské stanici v Branišovicích.

Obsah bílkovin a lyzínu v sušině obilek byl stanovován u první skupiny výběrů u materiálů vypěstovaných v Branišovicích v letech 1987 a 1988, u druhé skupiny výběrů pak z materiálu ze sezóny 1988. Obsah bílkovin byl stanovován klasickou Kjeldahlovou metodou s užitím přepočtového faktoru 6,25.

Obsah aminokyselin byl stanovován u materiálů vypěstovaných v roce 1986 v Č. Újezdě a v sezónách 1987 a 1988 v Branišovicích v generacích M₃ až M₆. Průměrné hodnoty obsahu jednotlivých aminokyselin (mg na g sušiny) v bezpluchých obilkách mutantů byly hodnoceny vzhledem k hodnotám zjištěným u pluchatého kmene KM 1192 a dříve námi indukovaných bezpluchých mutantů ÚJ-21a a ÚJ-5g u odrůdy Atlas, vyznačujících se podstatně změněným zastoupením jednotlivých aminokyselin (Uhlík, Burianová, 1982, 1983). Rozsah variability průměrných obsahů sledovaných aminokyselin u jed-

notlivých mutantů a u celé skupiny hodnocených mutantů během tří vegetačních sezón charakterizují variační koeficienty. Stanovení aminokyselin a N-látek provedl dr. V. Marek, CSc. (Šlechtitelská stanice Hrubčice) na automatickém analyzátoru T-339 (Mikrotechna, Praha) na sloupci s náplní Ostion IG ANB, a to ve dvou paralelních stanoveních (Uhlík, Marek, 1989).

VÝSLEDKY A DISKUSE

Počty hodnocených potomstev vybraných z ručně setých parcel v Č. Újezdě se pohybovaly v sezónách 1984 až 1987 od 129 do 37 potomstev. Ve zkouškách výkonu v jednotlivých sezónách 1985 až 1989 bylo vyseto 54 až 18 vybraných mutantů s bezpluchými obilkami.

Relativní průměrné výnosy bezpluchých obilek bez 10% bonifikace, včetně variačních koeficientů, jsou uvedeny u první skupiny výběrů v tab. I a u druhé skupiny výběrů v tab. II. Zmíněné tabulky obsahují i hodnoty průměrných obsahů N-látek a obsahy lyzínu v sušině obilek.

Charakteristiky jednotlivých mutantů, u nichž byly stanoveny aminokyseliny ve vegetačních sezónách 1986 až 1989, a rozsah průměrných obsahů jednotlivých aminokyselin uvádějí ve své práci Uhlík a Marek (1989). Hodnoty obsahu tří hodnocených esenciálních aminokyselin jsou uvedeny v tab. III.

Indukce požadovaných mutantů se podařila u osmi genotypově rozdílných kmenů a odrůd sladovnických ječmenů (tab. IV). Počty vybraných mutantů indukovaných tepelnými neutrony a metylnitrozomočovinou jsou uvedeny v tab. V.

Výše plodnosti a obsah lyzínu a N-látek u mutantů č. 2003, 1994 a 1399 naznačují, že by bylo možné uvažovat o možnosti překonání některých šlechtitelsky nevhodných korelací mezi zmíněnými znaky, např. mezi obsahem lyzínu a bílkovin (mutan č. 2003) nebo mezi výnosem obilek a obsahem lyzínu (mutanti č. 1994, 2003 a 1399).

Vyšší hodnoty některých variačních koeficientů vypočítané při hodnocení výnosu obilek, obsahu N-látek a jednotlivých aminokyselin během dvou až tří let jsou především odrazem velmi rozdílných vegetačních sezón a dvou zcela rozdílných stanovišť.

Vyšší variabilita byla zjištěna především při hodnocení obsahu asparaginu, serinu, kyseliny glutamové, prolinu, methioninu, tyrosinu, histidinu a argininu v sušině obilek během tří sezón.

Sedm nově indukovaných mutantů s bezpluchými obilkami převýšilo výnosem obilek dříve indukované kontrolní mutanty ÚJ-21a a ÚJ-5g. Výnos dvou mutantů dosáhl 92 a 94 % výnosu pluchaté kontroly. Kmen KM 1192 s plucha-

I. Relativní průměrné výnosy bezpluchých obilí (sezóny 1986 až 1989) a průměrné obsahy N-látek a lyzinu (sezóny 1987 a 1988); první skupina výběrů – Relative average yields of naked caryopses (seasons 1986 to 1989) and the average contents of N compounds and lysine (seasons 1987 and 1988); first group of selections

Původ ¹	Mutant č. ²	Mutagen ³	Výnos obilí ⁴		Obsah N-látek ⁵		Obsah lyzinu ⁶	
			% K	Vk	%	% K	mg.g ⁻¹	% K
BR 1616	1981	T	80,0	5,34	13,45	112,1	4,21	107,4
	1984	T	83,0	13,62	13,01	108,3	4,16	106,1
	1985	T	78,7	7,07	13,58	113,1	3,75	95,6
	1986	T	78,0	20,26	13,16	109,6	4,03	102,8
	1995	T	84,3	8,33	12,45	103,7	4,12	105,1
	1996	T	84,0	10,10	13,56	112,9	3,89	99,2
	1999	T	87,7	8,66	13,18	109,7	4,13	105,4
	2001	T	89,0	4,85	12,58	104,7	3,75	95,7
	2002	MNU	88,2	17,60	12,62	105,4	3,92	100,0
BR 1583	1982	T	84,0	3,37	12,50	104,1	3,68	93,9
	1983	T	81,0	8,21	12,65	105,3	3,61	92,1
	1994	T	85,5	2,48	12,68	105,6	4,36	111,2
UH 215	2003	T	89,0	5,95	13,88	115,6	4,47	114,0
	2004	T	74,5	2,85	12,59	104,8	4,02	102,6
	2005	T	81,5	0,87	11,89	99,8	4,03	102,8
Orbit	2006	MNU	104,0	16,91	13,11	109,2	4,10	104,6
KM 1192	2007	MNU	76,3	10,99	12,88	107,2	4,37	111,5
Zefír	2008	T	87,0	10,96	12,07	100,5	4,09	104,3
Atlas	ÚJ-21a	MNU	78,5	15,31	13,86	115,4	4,31	109,9
	ÚJ-5g	MNU	82,5	19,71	13,90	115,7	4,40	112,2
KM 1192 6,72 t/ha			100,0	26,29	12,01	100,0	3,92	100,0

Platí pro tab. I a II – Holds for Tables I and II:

T = tepelné neutrony – thermal neutrons; MNU = metylnitrozomočovina – methylnitrosourea

¹origin; ²mutant no.; ³mutagen; ⁴grain yield; ⁵content of N-compounds; ⁶lysine content

tými obilkami byl užít jako kontrola pro relativně nízké obsahy jednotlivých aminokyselin s výjimkou lyzinu, které se příliš nelišily od ostatních sladovnických materiálů. Navíc KM 1192 umožňoval porovnání s mutantem s bezpluchými obilkami, který byl u něho indukován. Mutanti ÚJ-21a a ÚJ-5g, dříve získaní u odrůdy Atlas (Uhlík, Burianová, 1977, 1982, 1983), byli užiti

II. Relativní průměrné výnosy bezpluchých obilek (sezóny 1988 a 1989) a průměrné obsahy N-látek a lyzínu; druhá skupina výběr – Relative average yields of naked caryopses (seasons 1988 and 1989) and average levels of N compounds and lysine; second group of selections

Původ ¹	Mutant č. ²	Mutagen ³	Výnos obilek ⁴		Obsah N-látek ⁵		Obsah lyzínu ⁶	
			%	Vk	%	% K	mg/g	% K
BR 1583	1398	MNU	76,0	3,72	13,2	112,8	4,35	106,4
KM 1192	1381	MNU	102,0	24,96	12,3	105,1	4,18	102,2
	1396	MNU	75,5	29,03	13,3	113,7	4,32	105,6
Zefír	1397	T	70,2	6,06	12,7	108,5	4,11	100,5
Krystal	1384	T	79,5	2,66	12,5	106,8	4,10	100,2
	1382	MNU	73,0	5,81	12,2	104,3	4,49	109,8
KM 184	1399	MNU	89,0	25,42	12,9	110,3	4,79	117,1
UH 215	1367	T	77,6	1,84	13,2	112,8	4,53	110,7
	1371	T	86,1	27,96	12,5	106,8	4,11	100,5
	1372	T	81,5	21,69	13,4	114,5	3,90	95,4
	1373	T	88,4	14,46	12,5	106,8	4,27	104,4
	1376	T	103,2	12,36	13,1	111,9	4,12	100,7
Zenit 4,50 t/ha			100,0	16,20	11,7	100,0	4,09	100,0

jako kontroly pro velmi změněné kvantitativní relace a pro vysoké obsahy většiny aminokyselin v jejich obilkách ve srovnání s pluchatými sladovnickými odrůdami a kmeny.

Zjištěné biochemické charakteristiky potvrdily již dříve prokázanou skutečnost, že je možné mutagenézí podstatně změnit současně jak obsah N-látek, tak i obsah většího počtu jednotlivých aminokyselin v obilkách ječmene (Uhlík, 1982; Uhlík, Marek, 1989).

Při detekci mutantů se změněnými biochemickými znaky byla užita bezpluchost obilek především jako genetický marker, svědčící o uskutečnění přestavby dědičné hmoty. Uhlík (1980, 1985) uvádí, že frekvence doprovodných biochemických mutací u mutantů s bezpluchými obilkami byla po aplikaci tepelných neutronů a metylnitrozomočoviny dostatečně vysoká pro zachycení plodných výchozích materiálů se změněnými biochemickými charakteristikami obilek při užité šíři hodnoceného ovlivněného materiálu.

Nově indukovaní mutanti získaní u osmi kmenů a odrůd ječmene jarního plně potvrdili oprávněnost dříve vysloveného předpokladu (Uhlík, 1982), že bude možné indukovat i u dalších, geneticky navzájem odlišných sladovnických materiálů dostatečně plodné mutanty současně i s více vhodně změněnými

III. Obsah threoninu, methioninu a lyzinu u mutantů první skupiny výběrů (sezóny 1986 až 1988) v mg na 1 g sušiny – The levels of threonine, methionine and lysine in the mutants of the first group of selections (seasons 1986 to 1988) in mg per g of dry matter

Původ ¹	Mutant č. ²	Treonin ³		Methionin ⁴		Lyzin ⁵	
		mg.g ⁻¹	Vk [%]	mg.g ⁻¹	Vk [%]	mg.g ⁻¹	Vk [%]
BR 1616	1981	3,59	10,79	1,78	13,81	4,29	9,66
	1984	3,30	14,86	1,86	11,50	3,92	15,92
	1985	3,28	6,05	1,71	8,86	3,76	8,52
	1986	3,95	8,23	1,90	7,18	4,32	11,55
	1995	3,29	13,36	1,58	5,74	3,95	10,26
	1996	3,50	15,14	1,43	24,72	4,01	6,38
	1999	3,51	12,98	1,83	11,76	4,12	9,46
	2001	3,51	13,95	1,58	26,22	3,91	6,27
	2002	3,75	2,68	1,65	24,04	3,94	3,30
BR 1583	1982	3,32	7,17	1,73	11,97	3,96	5,88
	1983	3,13	18,17	1,61	25,69	3,73	13,23
	1994	3,63	3,21	1,81	3,51	4,12	9,53
UH 215	2003	3,57	16,97	1,78	21,42	4,14	7,98
	2004	3,38	8,22	1,71	13,91	4,06	2,31
	2005	3,38	15,48	1,62	9,45	3,94	11,15
Orbit	2006	3,79	2,71	1,43	20,40	4,27	11,56
KM 1192	2007	3,86	3,37	1,55	25,34	4,43	9,19
Zefír	2008	3,50	11,07	1,52	34,13	4,16	3,01
ÚJ-21a		4,26	6,13	1,57	27,00	4,40	2,71
ÚJ-5g		4,00	7,40	1,69	30,12	4,70	16,61
KM 1192		3,57	14,84	1,47	24,07	3,94	7,63
$\bar{x}$		3,51		1,67		4,06	
$\sqrt{vk}$		6,31		8,46		4,77	

* u hodnoceného souboru mutantů – in the mutants evaluated

¹origin; ²mutant no.; ³threonine; ⁴methionine; ⁵lysine

biochemickými charakteristikami. Lze předpokládat, že indukce nových, biochemicky odlišných mutantů od geneticky rozdílných prošlechtěných odrůd a jejich budoucí širší šlechtitelské využití, bude mít trvale důležitý význam při šlechtění krmných ječmenů, neboť využitím možností mutagenese lze získat nejen potřebné rozšíření variability biochemických znaků, ale zároveň očekávat

IV. Počty vybraných mutantů u jednotlivých kmenů a odrůd – Numbers of selected mutants in the different strains and varieties

Kmen, odrůda ¹	Počet vybraných mutantů ²	Výběry ³	
		1. skupina ⁴	2. skupina ⁵
BR 1616	9	9	0
BR 1583	4	3	1
UH 215	8	3	5
KM 1192	3	1	2
Zefír	2	1	1
Krystal	2	–	2
Orbit	1	1	0
KM 184	1	–	1
Celkem ⁶	30	18	12

¹strain, variety; ²number of selected mutants; ³selections; ⁴group 1; ⁵group 2; ⁶total

V. Počty vybraných mutantů u materiálů ovlivněných tepelnými neutrony a metylnitrozomocovinou – Numbers of selected mutants in materials treated with thermal neutrons and methylnitrosourea

Skupina výběrů ¹	Odrůdy a kmeny ²	Počet indukovaných mutantů ³	
		tepelnými neutrony ⁴	MNU
1.	BR 1616	8	1
	BR 1583	3	0
	UH 215	3	0
	Orbit	–	1
	KM 1192	0	1
	Zefír	1	0
	celkem ⁵	15	3
2.	BR 1583	0	1
	UH 215	5	0
	KM 1192	0	2
	Zefír	1	0
	Krystal	1	1
	KM 184	0	1
	celkem ⁵	7	5
Celkem ⁵		22	8

¹selections group; ²varieties and strains; ³number of induced mutants; ⁴by thermal neutrons; ⁵total

při dostatečném rozsahu materiálu i porušení negativních vazeb (Uhlík, 1980, 1985; Andonov, 1986) mezi obsahem některých aminokyselin a obsahem N-látek nebo výnosem obilí.

Literatura

- ANDONOV, I.: Geneticko-šlechtitelská problematika nutriční hodnoty krmného ječmene. Genet. a Šlecht., 22, 1986, č. 2, s. I-XVI (Příloha).
- DOLL, H. – KOIE, B. – EGGUM, B. O.: Induced high lysin barley mutants in barley. Rad. Bot., 14, 1974, s. 73–80.
- GARKAVYJ, P. F.: Itogy i osnovnyje napravlenija v selekcii jačmenja. In: Voprosy selekcii i genetiki jarovych kultur. Sbor. SEV. Moskva 1983, s. 377–385.
- LEKEŠ, J. – VACULOVÁ, K.: Možnosti využití nových výchozích forem k tvorbě krmných jarních ječmenů. Genet. a Šlecht., 20, 1984, č. 1, s. 51–58.
- UHLÍK, J.: Indukce genetické variability kvantitativních znaků tepelnými neutrony a metylnitrozomočovinou u ječmene. [Závěrečná zpráva.] Praha, Vys. Šk. zeměd. 1980, 114 s.
- UHLÍK, J.: Možnosti genetického a šlechtitelského využití bezpluchých bílkovinných mutantů ječmene. [Závěrečná zpráva.] Praha, Vys. Šk. zeměd. 1985, 76 s.
- UHLÍK, J.: Indukce variability biochemických znaků u krmných ječmenů mutagenézí. [Díleč zpráva výzk. úkolu.] Praha, Vys. Šk. zeměd. 1988, 39 s.
- UHLÍK, J.: Indukce variability biochemických znaků u krmných ječmenů mutagenézí. [Závěrečná zpráva.] Praha, Vys. Šk. zeměd. 1990, 37 s.
- UHLÍK, J. – BURIANOVÁ, S.: Možnosti indukce mutantů ječmene s vyšším obsahem bílkovin a lyzinu metylnitrozomočovinou. In: Sbor. Konf. k 25 letům Agron. fak. Vys. Šk. zeměd. Praha, 1. sekce, 1977, s. 35–45.
- UHLÍK, J. – BURIANOVÁ, S.: Indukce vysokobílkovinných bezpluchých mutantů ječmene metylnitrozomočovinou. Genet. a Šlecht., 18, 1982, č. 4, s. 257–263.
- UHLÍK, J. – BURIANOVÁ, S.: Změny zastoupení aminokyselin u bezpluchých vysokobílkovinných mutantů ječmene. Genet. a Šlecht., 19, 1983, č. 4, s. 277–284.
- UHLÍK, J. – MAREK, V.: Změny obsahu aminokyselin u mutantů sladovnického ječmene. Rostl. Vyr., 35, 1989, s. 1057–1062.
- UHLÍK, J. – HUŠEK, Z. – BURIANOVÁ, S.: Šlechtění krmných ječmenů mutagenézí a křížením sladovnických ječmenů. Genet. a Šlecht., 22, 1986, č. 3, s. 195–206.

Dolito dne 21. 9. 1990

J. Uhlík (University of Agriculture, Praha, Czechoslovakia)

Induction of malting barley mutants suitable to fodder and food barley breeding

The results fully confirm our earlier assumption that it would also be possible in genotypically different malting barley materials to induce the formation of mutants having naked caryopses and changed biochemical traits which would be of greater use for crossing in the breeding of materials for food and feed

purposes, as compared with the semicultivated barley forms, which are also used. The selected naked-grain mutants differ in changed contents of amino acids and their ratios (Table III) and in different contents of nitrogen compounds in the dry matter of the caryopses (Tables I and II). The induction of selected mutants by means of thermal neutrons and methylnitrosourea in eight malting barley strains and varieties of different genotypes (Table IV) suggests the possibility of extending the range of variability of the biochemical traits of caryopses in the highly "thoroughbred" spring barley varieties. This induction is not sufficient from the breeder's viewpoint. A higher variability in amino acid content was induced and demonstrated, during three-year trials, in the contents of aspartate, serin, glutamic acid, proline, methionine, tyrosin, histidine and arginine. Variability in the contents of nitrogenous compounds reached a range of 99 to 115 % of the control. The variability in the content of lysine was 92.1 to 117.1 % of the control. The yields of the mutants having naked seeds, shown in Tables I and II, are given there without the 10% increase in weight, which is, in the KM 1192 and Zenit controls, represented by the weight of the hulls of their caryopses. Seven newly induced mutants exceeded, with their grain yields, the control mutants with naked caryopses ÚJ-5g and ÚJ-21a, which had been induced earlier in the Atlas malting variety and which had been used in combination crossing. The nakedness of the caryopses is advantageous owing to their feed uses and also owing to their capacity of a genetic marker. It was repeatedly confirmed that the frequency of the accompanying biochemical mutations in the naked-grain mutants was sufficiently high after exposure to thermal neutrons and methylnitrosourea (Table V) to recognize the suitable starting materials with changed biochemical traits of grain within the applied range of treated materials in malting barleys of different genotypes.

fodder barley; food barley; naked barley; mutations; amino acids; protein; thermal neutrons; methylnitrosourea; biochemistry of caryopses

AD*eko*
A.S.

**CHCETE PODNIKAT A
NEVÍTE JAK NA TO?
NEVÍTE S KÝM,
NEVÍTE ZA CO,
PŘIJĎTE, JE TÚ
ADEKO!!**

ADEKO, a.s. Vám nabízí

- marketingovou činnost v oboru ekologie
- poradenskou, konzultační, posudkovou, zprostředkovatelskou, obstaravatelskou a zástupčí činnost
- kapitálovou účast v jiných podnikatelských společnostech
- společné podnikání
- investorskou a investiční činnost
- výběr zahraničních partnerů pro společné podnikání
- zajišťování a provádění leasingu
- poskytování služeb

**ADEKO, a.s.
Slezská 7**

120 56 PRAHA 2

Tel.: 258 342 FAX: 259 270

AD*eko*
A.S.

CHARAKTERISTIKA F₁ A F₂ GENERACE KŘÍŽENÍ *FABA VULGARIS* VAR. *MAJOR* X *F. VULGARIS* FORMA *PAUCIJUGA*

Pavel KUSÁK

Výzkumný ústav technických plodin a luskovin, 787 01 Šumperk

Práce se zabývá studiem kříženců mezi dvěma extrémně odlišnými typy bobu, var. *major* (odrůda Long Pod Faba) a formou *paucijuga* (kmeny č. 171 a 172). Křížení mezi LPF a 171 bylo úspěšné v obou směrech, mezi LPF a 172 pouze byl-li kmen 172 použit jako matka. Generace F₁ byla intermediární s tendencí blížit se mateřskému rodiči (zvláště výrazně u křížení s kmenem 172). V generaci F₂ docházelo ke štěpení potomstev, i když celkový projev znaků zůstával intermediární mezi výchozími rodiči. V reciprokém křížení byly některé znaky více ovlivňovány jedním, jiné druhým rodičem, u znaku počet semen na rostlině se projevil heterozní efekt. Potomstva z křížení 172 x LPF byla více ovlivněna mateřským genotypem. V žádném případě nebyly nalezeny rostliny přibližující se výchozím rodičovským typům.

Faba vulgaris L.; var. *major*; forma *paucijuga*; křížení; generace F₁; generace F₂

Muratova (1931) vytvořila první podrobný systém členění všech forem bobu sebraných při četných Vavilových expedicích. Všechny vzorky rozdělila do dvou poddruhů – vývojově původní subsp. *paucijuga* s nízkým trsnatým růstem, čtyřmi (pěti) lístky v listu, menším počtem květů v nodu (1–3), malými lusky a drobnými semeny. Ostatní boby řadí do subsp. *faba*. Její rozdělení se neseťkalo s kladnou odezvou – autoři zabývající se později systematikou bobu tyto dva poddruhy neuznávají, např. Cubero (1981), Hanelt (1972). Avšak Abdalla, Fischbeck (1981) ve své práci zachovávají rozdělení bobu na dva poddruhy.

Cubero (1984) uvádí, že téměř 15 let pracoval se čtyřmi běžně uznávanými skupinami bobu. Z teoretických i praktických důvodů je křížil mezi sebou ve všech směrech a zjistil, že křížitelnost je podobná mezi skupinami a závisí více na specifickém genotypu než na poddruhu či varietě. Určité problémy byly pouze u var. *minor* díky přítomnosti inkompatibilních genů. Proto nesouhlasí s dělením bobu do poddruhů, ovšem uznává, že rozdíly mezi primitivními a vývojově pokročilými formami existují. Štěpení potomstev při křížení těchto dvou skupin poukazuje na skutečnost, že var. *paucijuga* obsahuje recesivní geny pro většinu znaků souvisejících s lusky a semeny, kromě tvaru semen: kulovitý

tvár semen var. *paucijuga* (a také *minor*) je recesivní, a plochý tvar semen (var. *equina* a *major*) je dominantní (všechny tyto znaky jsou polygenně založené).

Extenzivní studie pojednávající o genetickém založení mnoha kvantitativních znaků jsou uvedeny v pracích autorů *Cubero* (1973) a *Martin* (1976) a shrnuty v práci autorů *Martin*, *Cubero* (1979). Dědičnost některých agronomických znaků u bobu sledovali *Hobbs*, *Burnett* (1982), kteří studovali různé soubory v dialelním křížení tvořené evropskými, ruskými a afgánskými liniemi. Srovnání genetického založení jednotlivých morfologických znaků jak u vývojově původnějších, tak kulturních forem bobu provedli *Su so*, *Cubero* (1986); v obou skupinách na základě dialelního křížení 8 x 8 shrnuli způsoby projevu (aditivita, dominance aj.) sledovaných znaků.

Xanthopoulos et al. (1986) křížili tři rozdílné odrůdy mezi sebou: *Polycarpe* s malými černými semeny, *Triple white* a *Fidrim* – obojí s velkými světlými semeny, ovšem kromě skutečnosti, že všechny lze mezi sebou křížit, neuvádějí další podrobnější údaje.

O unilaterální inkompatibilitě u bobu se zmiňuje *Abdalla* (1977a). Tento jev nastává tehdy, když potomstvo vzniká pouze při křížení jedním směrem; jestliže se forma *paucijuga* použije jako otcovský rodič, nedochází u var. *major* k nasazování lusků. Při reciprokém křížení je nasazení lusků normální.

Abdalla (1977b) použil ve svých kříženích typ *paucijuga* z *Pakistánu*, označený jako *C₆*, s tmavě černohnědými velmi malými semeny a *major* typ s velkými béžovými semeny. Hybridní rostliny měly stejný charakter listů jako *major* rodič (použit jako opylovač). Velikost lusků byla intermediární mezi oběma rodiči s tendencí blížit se typu *C₆*. Rostliny byly mnohem životaschopnější než rodič *C₆*. Hybridní semena byla intermediární ve velikosti se slabou tendencí blížit se k velikosti *C₆* rodiče. Barva semen byla intermediární mezi béžovou a tmavě hnědou.

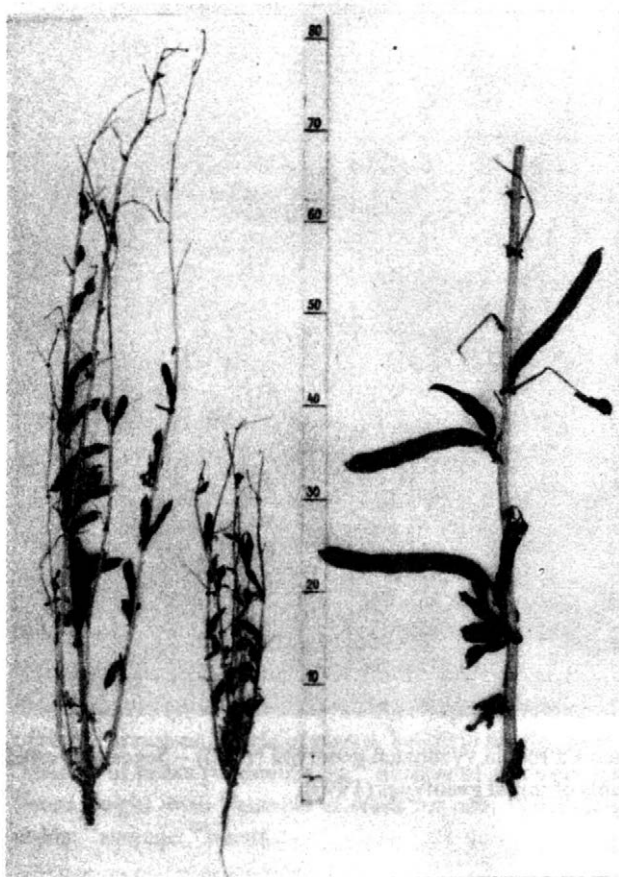
V generaci *F₂* vykazovaly rostliny ve vegetativních znacích a tvaru lusků ucelenou řadu intermediárních hodnot mezi rodičovskými charakteristikami, avšak typický *major* typ nebyl nikde nalezen. V kříženích obsahujících typ *paucijuga* byla semena rostlin ve velikosti mnohem blíže tomuto rodiči. Při štěpení barvy semen byl potvrzen jednoduše založený štěpný poměr 1:2:1 (*F₁* = barva světle hnědavá, *F₂* = tmavě hnědá : světle hnědá : béžová). Výskyt některých slabě strakatých semen může poukazovat na přítomnost některých modifikačních genů ovlivňujících barvu slupky semen.

V předkládané práci jsou uvedeny výsledky získané při křížení dvou kmenů formy *paucijuga* a jedné odrůdy var. *major*, v obou směrech.

MATERIÁL A METODY

Semena bobu var. *major* odrůdy Long Pod Faba (LPF) a kmenů formy paucijuga č. 171 a 172 (Cubero, 1981) byla vyseta 30. 1. 1989 na záhon ve skleníku (obr. 1). Ve druhé dekádě dubna byly nakříženy v obou směrech kombinace 171 a LPF, 172 a LPF. Sklizená semena byla vyseta 29. 6. 1989 na parapet ve skleníku, semena byla sklizena začátkem října (generace F_1).

V roce 1990 byla všechna semena vyseta na pokusný pozemek v Rapotíně společně s rodičovskými formami, ve sponu 25 x 10 cm. Sklizené rostliny (generace F_2) byly jednotlivě rozborovány za účelem zjištění morfologických a výnosotvorných znaků; variabilita jednotlivých znaků byla hodnocena variačním koeficientem (v).



1. Habitus rodičovských forem bobu; vlevo kmen 171, uprostřed kmen 172, vpravo odrůda Long Pod Faba – Habit of parental forms of faba beans; left: strain 171, middle: strain 172, right: the Long Pod Faba variety

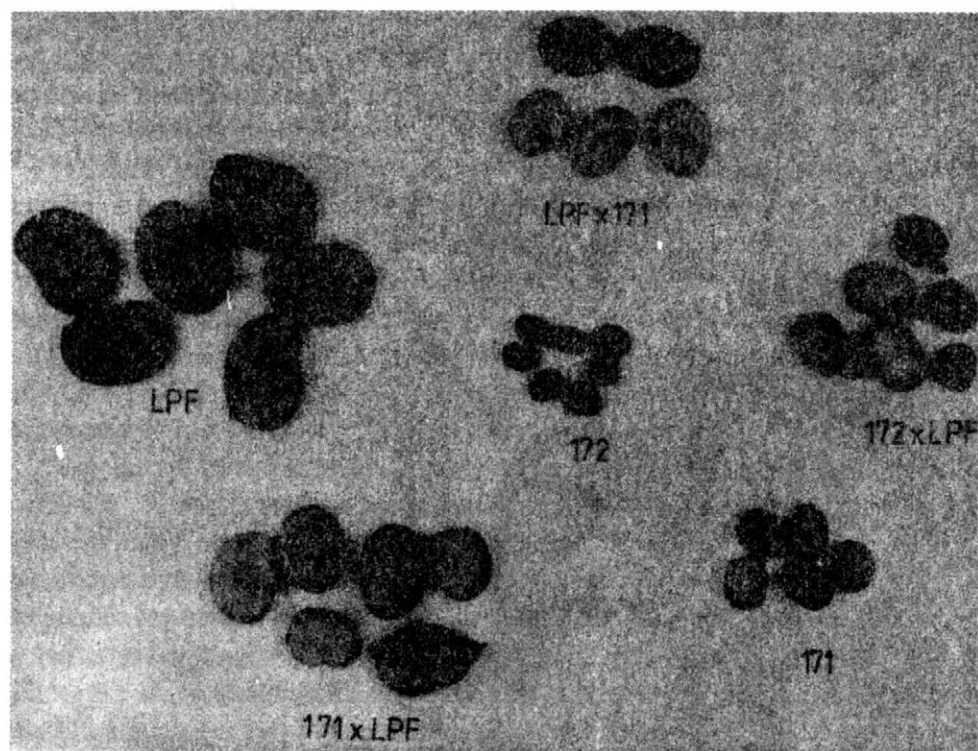
VÝSLEDKY

Hybridní semena se nelišila od semen mateřských rodičů (obr. 2). Celkem bylo získáno 31 semen od kombinace 171 x LPF a jedno semeno od kombinace 172 x LPF a osm semen od kombinace LPF x 171.

F₁ generace

Rostlina pěstované přes léto na parapetu ve skleníku byly poměrně slabé, s jedním až třemi vyvinutými lusky; morfologické znaky proto nebyly sledovány.

171 x LPF – Lusky byly na lodyze obvykle odstálé až mírně vzpřímené, jen spodní lusk byl někdy slabě převislý. Výjimkou byla rostlina č. 4 s menšími a vzpřímenými lusky jako u var. *minor*. Také její semena odpovídala varietě *minor*. Ostatní sklizená semena měla tvar variety *equina*, jen zřídka zde byly přechody k var. *minor*. Jejich délka byla 14 až 16 mm. Barya semen byla



2. Semena sklizená z rostlin F₂ generace a z rostlin výchozích genotypů (1990) – Seeds harvested from F₂ generation plants and from plants of initial genotypes (1990)

I. Průměrné hodnoty znaků u kříženců a rodičů s uvedením variačního koeficientu v generaci F₂ – Average values of characters to the hybrids and parents with giving variation coefficient in F₂ generation

Kombinace ¹	171 x LPF		172 x LPF		LPF x 171	
Hodnocený znak ²	průměr ¹⁷	v%	průměr	v%	průměr	v%
Počet hodnocených rostlin, ³	83		4		22	
Počet plodných větví ⁴	0,82	97,10	0,25	173,21	1,09	87,00
Počet sterilních větví ⁵	0,62	127,77	0,75	57,74	0,73	111,10
Výška rostlin ⁶	107,08	10,34	100,25	13,88	110,14	11,92
Výška po první lusk ⁷	16,19	45,17	28,25	55,37	12,09	30,33
Počet plodných nodů na hlavní lodyze ⁸	8,08	31,97	5,00	37,42	8,86	30,48
Počet lusků/hlavní lodyha ⁹	12,88	40,27	8,00	44,19	12,00	38,19
Počet semen/hlavní lodyha ¹⁰	39,92	46,32	27,25	42,19	39,59	42,43
Hmotnost semen/hlavní lodyha ¹¹	23,79	54,04	11,25	92,03	25,09	59,00
Hmotnost semen celkem ¹²	29,74	57,54	11,75	86,24	34,77	68,75
Počet semen v lusk ¹³	3,08	22,05	3,54	13,74	3,27	17,20
Hmotnost 1000 semen ¹⁴	595,20	28,24	347,25	49,94	636,19	30,20
Délka semen ¹⁵	12,87	12,58	9,88	14,49	13,16	11,48
Tvar semen ¹⁶	minor 13 rostlin ¹⁸ minor-equina 34 rostlin equina 34 rostlin equina-minor 2 rostliny		minor 4 rostlin		minor-equina 7 rostlin equina 15 rostlin	
Kombinace ¹	LPF		171		172	
Hodnocený znak ²	průměr	v%	průměr	v%	průměr	v%
Počet hodnocených rostlin, ³	13		10		8	
Počet plodných větví ⁴	0,85	90,91	1,60	30,62	1,25	66,33
Počet sterilních větví ⁵	0,15	234,52	1,80	48,43	1,63	42,83
Výška rostlin ⁶	124,62	3,22	66,30	14,05	40,13	11,11
Výška po první lusk ⁷	21,54	35,95	9,30	18,66	6,63	22,56
Počet plodných nodů na hlavní lodyze ⁸	5,00	38,43	6,90	20,95	3,75	29,06
Počet lusků/hlavní lodyha ⁹	6,62	48,73	11,90	34,94	4,13	30,75
Počet semen/hlavní lodyha ¹⁰	26,08	38,33	30,70	44,45	8,25	37,24
Hmotnost semen/hlavní lodyha ¹¹	30,00	44,55	7,10	67,97	1,06	68,35
Hmotnost semen celkem ¹²	58,31	58,41	18,10	61,40	2,56	78,32
Počet semen v lusk ¹³	4,20	16,50	2,52	20,76	2,01	26,33
Hmotnost 1000 semen ¹⁴	1132,15	23,47	298,00	–	186,00	–
Délka semen ¹⁵	18,54	5,60	9,41	7,38	7,79	9,35
Tvar semen ¹⁶	major 13 rostlin		minor 10 rostlin		minor 8 rostlin	

¹combination; ²evaluated trait; ³number of plants evaluated; ⁴number of fertile branches; ⁵number of sterile branches; ⁶height of plants; ⁷height to the first bean; ⁸number of fertile nodes in main stem; ⁹number of beans per main stem; ¹⁰number of seeds per main stem; ¹¹seed weight per main stem; ¹²seed weight total; ¹³number of seeds per pod; ¹⁴1000-kernel weight; ¹⁵length of seeds; ¹⁶shape of seeds; ¹⁷average; ¹⁸plants

v různých odstínech béžové s častými příměsmi světle zelené barvy. Bylo sledováno 24 rostlin (pod čísla 1 až 24).

172 x LPF – Jediná rostlina měla v listu pět úzkých lístků – vegetativně připomínala typ paucijuga. Postavení lusků bylo jako v předchozím případě. Semena byla tmavě hnědá, tvarově i velikostí mezi varietami *minor* a *equina*.

LPF x 171 – Lístky byly širší než u reciproké kombinace. Všech osm rostlin (očíslovaných 26 až 33) mělo lusky odstálé od lodyhy, často mírně převíslé. Rostliny č. 27 a 28 měly lusky více vzpřímené než ostatní rostliny. Semena byla tvarově var. *equina* o velikosti 13 až 16 mm, hnědobéžová s častou příměsí zelené barvy.

F₂ generace (tab. I)

Rostliny pěstované v polních podmínkách svým habitem upomínaly na běžně pěstovaný typ bobu, variabilita se projevila v šířce lístků – u některých rostlin byly široce vejčité jako u odrůdy Long Pod Faba, u jiných poměrně úzké blízké se výchozím kmenům paucijuga. Závislosti tohoto štěpení na výchozím materiálu nebyly pozorovány. V době květu a zrání se neprojevovaly nápadné rozdíly mezi potomstvy výchozích rostlin; malé rozdíly byly v kombinaci 171 x LPF.

171 x LPF – Potomstva výchozích rostlin většinou štěpila v barvě i tvaru a velikosti semen. Barva semen byla velmi různorodá od tmavozelené přes světle zelenou do různých béžových odstínů, šedo- až žlutobéžové. K zelené barvě měly větší tendenci semena blízká se tvarem var. *equina*, rostliny *minor* typu měly semena převážně béžová. Někdy se na semenech vyskytlo tmavé mramorování. Různé odstíny béžové barvy byly nalezeny u 66 rostlin.

Jednotná byla potomstva od výchozí rostliny č. 4 (všechna *minor*, 9 až 11 mm velká semena béžové barvy v různých odstínech, šest rostlin), č. 5 (všechna *equina*, 12 až 16 mm velká barevně se však různící semena – tmavě zelenavá, žlutobéžová, nazelenalé šedobéžová, pět rostlin), č. 10 (všechna *equina*, 10 až 14 mm velká semena barvy béžové i zelené, pět rostlin), č. 17 (různé přechody od *minor* k *equina*, 10 až 14 mm velká semena různě béžové barvy, pět rostlin).

171 x LPF – Potomstvo výchozí rostliny mělo tvarově jednotná semena var. *minor* velká 8 až 12 mm, vyskytovala se barva tmavohnědá (dvě rostliny) a hnědobéžová (dvě rostliny).

LPF x 171 – Potomstva výchozích rostlin mírně štěpila ve tvaru a velikosti semen, avšak méně než u reciproké kombinace. Převažovala semena zbarvená v různých odstínech béžové (19 rostlin). Zřídka se vyskytovalo tmavé mramo-

rování. Jednotné bylo potomstvo od výchozí rostliny č. 27 - všech osm rostlin mělo tvar semen var. *equina*. Podobně tomu bylo u rostliny č. 28, zde byly hodnoceny pouze tři rostliny.

DISKUSE

Přestože byl nakřížen malý počet květů a nelze statisticky vyhodnotit úspěšnost jednotlivých pokusů, byla hybridní semena získána ve všech případech kromě varianty, v níž velkosemenná odrůda LPF byla použita jako mateřský rodič při křížení s drobnosemenným kmenem č. 172. Na základě literárních údajů přicházejí v tomto případě v úvahu dvě v detailu rozdílné teorie – všechny formy bobu jsou mezi sebou křížitelné ve všech směrech (Cubero, 1984) a křížitelnost není možná, použijeme-li var. *major* jako matku a var. *paucijuga* jako opylovače (Abdalla, 1977a). Z výsledků dosažených v této práci nelze posoudit, která teorie má blíže ke skutečnosti a objektivní závěr vyžaduje další vzájemná křížení.

Jestliže byl kmen č. 171 použit jako matka, v generaci F_1 měl tvar semen přibližně intermediární charakter s tendencí blížit se k mateřskému rodiči. Barva semen a postavení lusků na rostlině, stejně tak velikost lusků měly intermediární charakter. Rostlina získaná z kombinace 172 x LPF se mnohem více přibližovala mateřskému rodiči – habitem rostliny i tvarem a barvou semen. Zde se projevila shoda s údajem, který uvedl Abdalla (1977b). Rostliny z křížení LPF x 171 se více blížily velkosemenné varietě ve srovnání s opačným směrem křížení, což potvrzuje zjištění, která uvedl Abdalla (1977b), v jehož křížení (zahrnujících větší počet různých genotypů) F_1 a F_2 generace vždy vystupovaly ve směru mateřských rodičů původního křížení.

V generaci F_2 docházelo k mnohem většímu štěpení, které nebylo ani tak nápadné během vegetace (zde se projevovaly rozdíly hlavně ve tvaru listů), jako především ve tvaru, velikosti a barvě semen, stejně tak i v postavení lusků na lodyze při zrání.

Při srovnávání reciprokých kříženců mezi kmenem č. 171 a odrůdou LPF byly zřetelné rozdíly v projevu znaků v jednotlivých směrech křížení. V některých znacích výnosového charakteru kříženci vystupovali ve směru mateřského rodiče, i když vcelku byl projev znaků intermediární. Týká se to hmotnosti semen na rostlině, počtu semen v lusu, HTS, délky semen a také jejich tvaru. U znaků vegetativních tomu bylo naopak (počet plodných a sterilních větví, výška po první lusk). Výška rostlin se v obou případech přibližovala výšce odrůdy LPF. Znak počet lusků na hlavní lodyze měl tendenci k heteroznímu projevu; v obou případech převyšoval, i když nepatrně, hodnoty u rodičů. Ještě výraznější byl tento projev u znaku počet semen na hlavní lodyze. Hmotnost

semen na hlavní lodyze byla v obou směrech křížení přibližně stejná a přibližovala se odrůdě LPF. U kříženců nebylo vytvořeno tolik semen na vedlejších lodyhách jako u rodičů.

Jak uvádí C u b e r o (1984), výnosotvorné znaky by se měly přibližovat svými hodnotami více kmenům formy paucijuga, což se v případě kmene č. 171 zřetelně neprojevuje. Tento jev byl výraznější u kříženců z kombinace 172 x LPF – tvarem, velikostí a částečně i barvou se semena těchto rostlin přibližovala výchozí formě paucijuga. Hmotnost semen na rostlině měla intermediární charakter, stejně tak počet semen v lusk. Jinými znaky, jako je výška rostlin, výška nasazení spodního luku, počet plodných nodů a počet semen na hlavní lodyze, se kříženci přibližovali výchozí odrůdě. Počet lusků na hlavní lodyze byl u kříženců vyšší než u rodičů.

Semena hybridních rostlin v obou generacích byla zdravá a dobře vyvinutá, srovnatelná se semeny odrůdy LPF. Zdravotní stav semen kontrolních rostlin kmenů č. 171 a 172 byl naopak špatný, mnohá semena byla vyschlá a scvrklá. Tento záporný jev se u zmíněných kmenů formy paucijuga projevuje v polních podmínkách každoročně ve srovnání s velmi dobrým zdravotním stavem ve skleníku. Také C u b e r o (1981) uvádí, že vývojově původnější vzorky bobu rostou mnohem lépe při vyšších teplotách než za podmínek běžného pěstování bobu.

Při hodnocení šíře variability hodnocených rostlin uvnitř jednotlivých křížení a výchozích genotypů nejsou patrné výrazné rozdíly mezi sledovanými skupinami, snad kromě křížení s odrůdou LPF; zde je zřetelná vysoká variabilita ve výšce nasazení spodního luku.

Z dosažených výsledků je patrné, že i zdánlivě šlechtitelsky neperspektivní materiál dává předpoklady pro získání genotypů zcela odlišných od původních rodičovských forem a blížících se svými znaky hospodářsky běžně využívaným odrůdám. Dosavadní výsledky je ovšem nutné považovat pouze za předběžné zjištění perspektiv při křížení extrémně odlišných genotypů; podrobnější studium a zhodnocení genotypů vyžaduje sledování rozsáhlejšího materiálu.

Literatura

- ABDALLA, M. M. F.: Intraspecific unilateral incompatibility in *Vicia faba* L. Theor. appl. Genet., 50, 1977a, s. 227–233.
 ABDALLA, M. M. F.: Performance of F₁ and F₂ hybrids of *Vicia faba* L. Egypt. J. Genet. Cytol., 6, 1977b, s. 108–121.
 ABDALLA, M. M. F. – FISCHBECK, G.: Potentiality of different subspecies and types of *Vicia faba* L. for breeding. Z. Pfl.-Zücht., 87, 1981, s. 111–120.
 CUBERO, J. I.: Herencia de caracteres cuantitativos en *Vicia faba* L. [PhD Thesis.] Madrid 1973.
 – Universidad Complutense de Madrid, Facultad de Ciencias (Biologicas).

CUBERO, J. I.: Taxonomy, distribution and evolution of the faba bean and its wild relatives. In: WITCOMBE, J. R. – ERSKINE, W. (Eds): Genetic resources and their exploitation – chickpeas, faba beans and lentils. The Hague, Martinus Nijhoff 1984, s. 131–143.

CUBERO, J. I. – SUSO, M. J.: Primitive and modern forms of *Vicia faba*. Kulturpflanze, 29, 1981, s. 137–145.

HANELT, P.: Die intraspezifische Variabilität von *Vicia faba* L. und ihre Gliederung. Kulturpflanze, 20, 1972, s. 75–128.

HOBBS, S. L. A. – BURNETT, J. H.: The genetic control of morphological and yield characters in *Vicia faba* L. Theor. appl. Genet., 62, 1982, s. 9–15.

MARTIN, A.: Genética de los componentes del rendimiento en *Vicia faba* L. [PhD Thesis.] Córdoba 1976. – Escuela Técnica Superior de Ingenieros Agrónomos.

MARTIN, A. – CUBERO, J. I.: Inheritance of quantitative characters in *Vicia faba*. In: Some current research on *Vicia faba* in western Europe. The European Committee, 1979, s. 90–95.

MURATOVA, V.: Common beans (*Vicia faba*). Bull. appl. Bot. Genet. Pl. Breed., Suppl., 50, 1931.

SUSO, M. J. – CUBERO, J. I.: Genetic changes under domestication in *Vicia faba*. Theor. appl. Genet., 72, 1986, s. 364–372.

XANTHOPOULOS, F. – ROUPAKIAS, D. G. – TSAFTARIS, A. S.: Inter and intravarietal cross-fertilization in faba beans (*Vicia faba* L.). Z. Pfl.-Zücht., 96, 1986, s. 371–375.

Došlo dne 7. 1. 1991

P. Kusák (Research Institute of Technical Crops
and Legumes, Šumperk, Czechoslovakia)

Characteristics of the F₁ and F₂ generations of crossing *Faba vulgaris* var. *major* x *F. vulgaris*, the paucijuga form

The Long Pod Faba (LPF) variety (var. *major*) and strains 171 and 172 (the paucijuga form; Cubero, 1981) were used as an initial material. Reciprocally, combinations of strains 171 and LPF, 172 and LPF were crossed. The crossing of LPF and strain 171 was successful in both directions, crossing of LPF and strain 172 was successful only in case when the strain 172 was used as mother. The P and F₁ generations were cultivated in glasshouse, the F₂ generation in the field. If the strain 171 was used as a mother, the shape seeds in the F₁ generation was close to intermediate character with the trend to look like a maternal parent. The colour of seeds, size of beans and the position of pods on the stem were of intermediate character. The plant obtained on the basis of crossing the strain 172 x LPF was much more closer to the maternal parent (by the habit of plant, shape and colour of seeds). The plants obtained from crossing the strains LPF x 171 were much closer to the large-seeded variety in comparison with the reverse direction of crossing. In the F₂ generation a large fission occurred which was not so visible in the growing season (there were some differences mainly in the shape

of leaves), but evident in the shape, size and colour of seeds, the position of pods in the stem during maturing. Numeric data on morphological traits found after harvest of plants are given in Table I. Comparing the reciprocal crosses between the strain 171 and LPF variety, differences in manifestation of traits in individual ways of crossing were found. In some traits of the yield character crosses were close to the maternal parent though generally the manifestation of traits was intermediate; this relates to the seed weight in the plant, seed number per pod, 1000-kernel weight, length of seeds and their shape. In vegetative traits this was reverse (number of fertile and sterile branches, height to first pod). The height of plants was close to the height of the LPF variety in both cases. The trait – number of pods per stem exceeded values of parents (though in a little degree) in both cases. Even more significant was this manifestation in the trait – number of seeds on the main stem. The seed weight on the main stem was almost equal in both directions of crossing and was close to the LPF variety. So many seeds were not formed in crosses on auxilliary stems as in parents. After C u b e r o (1984) the yield-forming traits should be close to the strains of the paucijuga form by their values what is not manifested in strain 171 distinctly. This reflects more in the crosses 172 x LPF – by shape, size and partially by colour, the seeds were close to the paucijuga form. The seed weight in the plant and seed number per pod were of intermediate character. In the traits height of plants, height of first pod setting, number of fertile nodes, seed number per main stem, the crosses were close to the LPF variety. Pod number per main stem demonstrated a heterous effect. The seeds of hybrid plants were healthy and well-developed in both generations, the same as in LPF. The seeds of the plants of strains 171 and 172 cultivated in the field were wrinkled very often. A bad health conditions of the seeds occurs in the mentioned forms paucijuga in the field conditions yearly in comparison with good health in a glasshouse. When evaluating the extent of variability of different traits (coefficient of variance), the significant differences are not so notable between groups under study, may be except the crossing with the LPF variety; a high variability is marked here in the height of setting of the lower pod. It is apparent from the results obtained that even non-prospective breeding material gives prerequisites to obtain the genotypes completely differing from original parental forms and approaching to the commercial varieties. The results obtained until now are to be considered as preliminary finding of prospects to cross the extremely different genotypes; the more detailed study and evaluation of genotypes need the investigation of more materials.

Faba vulgaris L.; var. *major*; form paucijuga; crossing; F₁ generation; F₂ generation

ROZSAH A STUPEŇ AUTOKOMPATIBILITY DIPLOIDNEJ MONO- A POLYGERMNEJ CUKROVEJ REPY ZHODNÉHO PÔVODU

Marta RAJČANYOVÁ, Jana ŠIMURKOVÁ

SELEKT – Výskumný a šľachtiteľský ústav, 919 28 Bučany

Sledovali sme stupeň autokompatibility cukrovej repy odrody Dobrovická A a materských komponentov odrôd Remona a Imona. Zistili sme, že polygermný východiskový genetický zdroj je z hľadiska zisku inzuchtovaných líní istejší ako populácie z neho vytvorené i keď tieto dosahujú vyššiu priemernú mieru nasadenia semena na jednu rastlinu.

monogermná a polygermná cukrová repa; inzucht; semenný test; autokompatibilita; nasadenie semena

Diploidná mono- a polygermná cukrová repa (*Beta vulgaris* L. var. *altissima*) z našich genetických zdrojov je v prevážnej miere autoinkompatibilná. V početnosti výskytu autokompatibilných rastlín sú rozdiely, ktoré závisia od použitého východiskového materiálu (J u s u b o v et al., 1978).

Vznik menšieho množstva semien nízkej biologickej hodnoty po nútenom prísnom samoopelení – inzuchte, spôsobuje v našich materiáloch cukrovej repy najčastejšie pseudokompatibilita. Ako uvádza Ch a r e č k o - S a v i t s k a (1938), pseudokompatibilita je vyvolávaná vonkajšími faktormi. V poľných a skleníkových podmienkach je nútené samoopelenie s následným semenným testom najpoužíwanejšou metódou vyhľadávania a testovania autokompatibility (B e h r e n s, M e l z e r, 1981).

MATERIÁL A METÓDY

Rozsah autokompatibility sme sledovali v odrode Dobrovická A, ktorá je diploidná, polygermná, ďalej v populácii materského komponenta odrody Remona, ktorý vznikol vyhľadávaním menej klíčkových rastlín z odrody Dobrovická A a následným ustálením na monogermnosť vyššiu ako 90 %. Tretou populáciou bol materský komponent odrody Imona, ktorý vznikol nakrížením odrody Belocerkovská jednosemenná s odrodou Dobrovická A. Na rastliny s intermediálnym počtom kľbočiek bola znovu nakřížená odroda Dobrovická A

a následne bola populácia ustálená na monogermiu. Základné údaje sme získali tzv. semenným testom v skleníkových podmienkach v rokoch 1985 a 1986 priamym počítaním nasadených kľbočiek. Preukaznosť rozdielov medzi materiálmi sme zisťovali testom dvoch pomerov (S a c h s, 1978).

Ďalej sme stanovovali interval spoľahlivosti pre relatívnu početnosť alternatívneho znaku nasadenie - nenasadenie semien po inzuchte pri 95% intervale spoľahlivosti (Mechírová, Čermín, 1984).

VÝSLEDKY A DISKUSIA

Sledovanie autokompatibility ukázalo, že testované populácie sú nerovnorodé podľa spôsobu opelenia. V súbore sú zastúpené spolu s autoinkompatibilnými tiež autokompatibilné a pseudokompatibilné rastliny.

De n i s o v á (1973) zistila, že počet rastlín s nasadeným semenom v populácii sa pohybuje od 9,8 do 28,2 %. Z údajov nami zistených (tab. I) je zrejmé, že najnižší počet rastlín s nasadeným semenom bol v populácii Dobrovická A v roku 1985 (3,7 %) a najvyšší počet dosiahla populácia materského komponenta odrody Imona v roku 1986 (9,0 %).

Ak v zhode s údajmi, ktoré uviedli M a l e c k i j a Ž u m a b e k o v (1974), predpokladáme pri 25% a vyššom nasadení kľbočiek na rastlinu, že po I_1 došlo k nakopeniu génov, modifikátorov autoinkompatibility, teda skúmané rastliny môžeme považovať za autokompatibilné. V našich populáciách bol ich výskyt nasledujúci: v odrode Dobrovická A – 14 rastlín z 282, v materskom komponente odrody Remona – 4 rastliny z 273 a v materskom komponente odrody Imona – 3 rastliny z 256 rastlín podrobených inzucht.

I. Semenný test - Seed test

Skúmané populácie ¹	Počet zaizolovaných rastlín ²		Počet rastlín s nasadeným semenom ³		Percento rastlín s nasadeným semenom ⁴		$\bar{x}$ nasadenia semena na rastlinu ⁵ [%]	
	1985	1986	1985	1986	1985	1986	1985	1986
Dobrovická A	180	102	161	83	98,44	81,37	3,70	4,03
Remona	182	91	55	27	30,22	29,67	6,86	8,0
Imona	169	87	30	16	17,75	18,39	7,97	9,0

¹tested populations; ²number of isolated plants; ³number of plants with set seeds; ⁴percentage of plants with set seeds; ⁵ $\bar{x}$ setting of seed on a plant

II. Preukaznosť autokompatibility a pseudokompatibility - Significance of autocompatibility and pseudocompatibility

Preukaznosť ¹	Materské populácie ²	Dobrovická A	Imona
Autokompatibility	Remona	3,31 ⁺⁺	1,20
	Imona	3,31	-
Pseudokompatibility	Remona	4,87 ⁺⁺	2,07 ⁺
	Imona	3,44 ⁺⁺	-

Hraničné hodnoty testu dvoch pomerov (S a c h s, 1978) - Limit values of the test of two ratios (S a c h s, 1978):

do 1,96 nepreukazné - to 1.96 insignificant

1,96 až 2,58 preukazné - 1.96 to 2.58 significant

nad 2,58 vysoko preukazné - over 2.58 highly significant

¹significance; ²maternal populations

Ak vzájomne porovnáваме znak autokompatibility podľa vyššie uvedených kritérií medzi skúmanými populáciami testom dvoch pomerov (tab. II), zistíme, že polygermný genetický zdroj má preukazne väčší počet autokompatibilných a pseudokompatibilných jedincov ako monogermné populácie z neho šľachtiteľsky vytvorené.

Materský komponent odrody Remona má preukazne vyšší počet pseudokompatibilných rastlín v porovnaní s materským komponentom odrody Imona, do ktorého bola prikrížená i odroda Belocerkovská jednoosemenná.

Vzhľadom na priemernú 55,5% absolútnu autoinkompatibilitu a priemernú 6,59% mieru nasadenia semena na rastlinu sú sledované populácie vhodné na inzuchtovanie v poradí Dobrovická A, materský komponent odrody Remona a ako najmenej vhodný materský komponent odrody Imona.

Východiskový zdroj odroda Dobrovická A je vhodnejší pre inzuchtovanie aj keď dosahuje veľmi nízke nasadenie semena na rastlinu, ako z neho vytvorené populácie. Tieto síce dosahujú vyššiu mieru nasadenia semena na rastlinu, ale v populáciách je podstatne nižší výskyt autokompatibilných a pseudokompatibilných rastlín.

Literatúra

BEHRENS, H. D. – MELZER, R.: Die Erzeugung von Inzuchtlinien der Zuckerrüben unter besonderer Berücksichtigung des Temperatur und des Ausgangsmaterials. Arch. Zücht.-Forsch., 11, 1981, č. 6, s. 341-348.

DENISOVÁ, E. V.: Polučenie inzuchtlinií u samonesovmestimých rastenij sacharnej svekly. [Autoref. diss. Raboty.] 1973.

GRAY-ELMER-RICE, J. S. – WANG, C. L.: Crop. Sci., 9, 1969, s. 419–420.

CHAREČKO-SAVITSKA, E. J.: Dokl. AN ZSSR, 18, 1938, s. 469.

JUSUBOV, A. M. – POPOV, I. S. – SUCHOPRUTSKIJ, A. A.: Sach. Svekla, 23, 1978, č. 6, s. 33–34.

MALECKIJ, J. S. – ŽUMABEKOV, E. Ž.: Nasledovanie samonesovmestivosti u sacharnej svekly. Soobščenie I. Genetika, 8, 1974, s. 24–25.

MECHÍROVÁ, A. – ČERMÍN, L.: Biometrika. Bratislava, Príroda 1984, s. 3–290.

SACHS, L.: Angewandte Statistik. Berlin, Heidelberg, New York, Springer Verlag 1978, s. 262.

Došlo dne 21. 2. 1989

**M. Rajčanyová, J. Šimurková (SELEKT – Research
and Breeding Institute, Bučany, Czechoslovakia)**

**The extent and the degree of the diploid mono- and polygerm
autocompatibility of sugar beet of the identical origin**

The degree of sugar beet autocompatibility was observed in Dobrovická A variety and in the maternal components of the Remona and Imona varieties. It was found out that the polygerm original genetic resource is more stable from the point of view of obtaining the insucht lines than the populations formed from in, even though these reach the higher seed setting rate.

monogerm and polygerm sugar beet; insucht; seed test; autocompatibility; seed setting rate

KULTIVÁCIA NEZRELÝCH ANTER VYBRATÝCH DRUHOV A KLONOV ZEMIAKA NA DIPLOIDNEJ A TETRAPLOIDNEJ ÚROVNI

Dana ŠUBOVÁ, Gabriel LENGYEL

Výskumno-šľachtiteľská stanica, 033 01 Liptovský Hrádok

V pokusoch s kultiváciou nezrelých anther u 17 dihaploidných klonov, 1 diploidného divého druhu *S. chacoense*, 3 odrôd, 3 retetraploidizovaných klonov a 7 tetraploidných hybridov sme potvrdili závislosť tvorby kalusu od genotypu, úrovne ploidity, použitého kultivačného média a termínu výsadby donorových rastlín. Najvhodnejším aktivačným médiom v našich pokusoch bolo médium na báze MS-62 s 0,4 mg 2,4-D, 1,0 mg zeatínu, 30 g sacharózy a 7 g agaru na 1 liter, na ktorom vytvorilo kalus 16 zo 17 genotypov, t.j. 94,11 % hodnotených genotypov a 213 z 290 anther, ktoré vytvorili kalus, a médium na báze MS-62 s 0,4 mg NAA, 0,5 mg BAP, 60 g sacharózy, 8 g agaru a 0,1 mg THI na 1 liter, na ktorom vytvorilo kalus 64,70 % genotypov, t.j. 11 zo 17 a 22,43 % anther, t.j. 65 z 290. Pre diploidnú úroveň sa ukázal najvhodnejším termínom výsadby s ohľadom na počet anther tvoriacich kalus (12,52 %) prvý termín, s odberom v máji až júni a s ohľadom na genotypy druhý termín, s odberom v júni až júli (78,57 % genotypov). Tretí termín s odberom v auguste sa ukázal nevhodný (kalus vytvorili len dva genotypy). Pre tetraploidnú úroveň sa ako s ohľadom na počet anther tvoriacich kalus (4,13 %), tak aj s ohľadom na počet genotypov tvoriacich kalus (66,66 %) ako najvhodnejší ukázal prvý termín. Celkovo úspešnejšou bola diploidná úroveň, kde sme z 18 genotypov mohli hodnotiť 14, t.j. 77,77 %. Z týchto kalus vytvorilo 12, t.j. 85,71 % genotypov a 5,15 % anther. U tetraploidnej úrovne sme z 13 mohli hodnotiť 10, t.j. 76,92 % genotypov. Z týchto kalus vytvorilo 5, t.j. 50 % genotypov a 1,02 % anther. Najúspešnejšími tetraploidnými genotypmi boli retetraploidizovaný klon LH 57/21 s 12,12% tvorbou kalusov a hybrid VL 26/83 s 8% tvorbou kalusov. Najúspešnejšími diploidnými genotypmi boli druh *S. chacoense* so 42,77% tvorbou kalusov, dihaploid 74/44 s 11,26% tvorbou kalusov, dihaploid 76/64 s 9,04% tvorbou kalusov a dihaploid 79/35 s 8,50% tvorbou kalusov. U druhu *S. chacoense* sme u 10 % kalusov získali rizogénu a jednu kompletnú rastlinku s príznakmi chlorofylovej deficiencie.

anthera; kultivácia; diploidná úroveň; tetraploidná úroveň; kalus; genotyp; zemiak; druh; *Solanum* sp.; klon

Redukcia počtu chromozómov predstavuje veľmi zaujímavú a široko využívanú oblasť výskumu a šľachtenia u viacerých poľnohospodárskych plodín (Cercosimo, 1986; Cho, Yapa, 1988; Gulshan et al., 1986).

Môže k nej dôjsť *in vivo* vývojom neoploďneného vajíčka alebo vývojom neoploďnených pohlavných buniek v prostredí *in vitro*.

U zemiaka je najviac prepracovaná pseudogamia klonmi *S. phureja* s dominantným semenným markrom pre identifikáciu dihaploidných a hybridných semien (Breukelen, 1981; Šubová, 1987, 1990). Pretože popísaný prechod touto cestou až k monoploidom (Uijtewaal et al., 1987) predstavuje u zemiaka potiaže teoretického (genetická záťaž v genofonde *S. tuberosum*) i technického charakteru (slabá vitalita, a tým dané zlé prežívanie monoploidov v *in vivo* prostredí). Viacerí autori odporúčajú využívať na tento stupeň prechodu androgenézu *in vitro* (Sopory, Rogan, 1976; Jacobsen, Sopory, 1978; Sopory et al., 1978; Cappadocia et al., 1984; Kalinin, 1987; Owen et al., 1988). Pritom bola popísaná spontánna polyploidizácia v *in vitro* kultúre (Jacobsen, Sopory, 1978; Sopory et al., 1978; Scholz, 1985), ktorá umožňuje získať homozygotný diploidný materiál.

Napriek tomu, že produkcia dihaploidov pri využití holandských superopeľovačov kolíše od 75 do 638 dihaploidných semien na 100 bobúľ (Breukelen, 1981; Šubová, 1990), mnohí autori odporúčajú aj na prechod na diploidnú úroveň využívať androgenézu (Mix, 1982; Ziron, 1988).

Pretože výsledkom našej predchádzajúcej práce, nadväzujúcej na výsledky z Holandska a SRN, je široká kolekcia interdihaploidov, sledovali sme u vybraných dihaploidných klonov a druhu *S. chacoense* kultiváciu nezrelých anther v prostredí *in vitro*, v závislosti od podmienok pestovania donorových rastlín a kultivačných médií v porovnaní s tetraploidnými genotypmi.

MATERIÁL A METÓDY

K pokusom sme vybrali 17 dihaploidných genotypov (interdihaploidov) a 13 tetraploidov. Kritériom výberu bol dobrý zdravotný stav (podľa testu ELISA z 15 hlúz), bohaté kvitnutie a fertilný peľ (na základe cytologickej analýzy karmínovou metódou i na základe experimentálnej hybridizácie z predchádzajúcich rokov) a zvýšená tvorba neredukovaného peľu (podľa výsledkov hybridizácie $4x \times 2x$). Vybrali sme tiež diploidný divý druh *S. chacoense*. Z tetraploidných materiálov sme vybrali tri retetraploidizované vlastné klony (RT), hybridy z Liptovského Hrádku, Veľkej Lomnice a tri odrody.

Zvolili sme tri termíny výsadby, jarný a letný termín výsadby do skleníka a jarný termín výsadby do poľa, z dôvodu technického zvládnutia prác pri odberoch a kultivácii anther, ako aj za účelom možnosti porovnania vplyvu fotoperiód na kvitnutie diploidných a tetraploidných genotypov.

I. Zloženie kultivačných médií – Composition of the culture media

Médium ¹	Zloženie na 1 liter ²
Aktivačné³	
I. MS-62	1,0 mg IAA; 5,0 mg KIN; 30 g sacharóza
II. MS-62	4,0 mg 2,4-D; 1,0 mg zeatín; 30 g sacharóza; 7 g agar
III. MS-62	1,0 mg IAA; 5,0 mg zeatín; 30 g sacharóza; 8 g agar
IV. MS-62	4,0 mg NAA; 0,5 mg BAP; 60 g sacharóza; 8 g agar; 0,1 mg THI
V. Nitsch	1,0 mg IAA; 1,0 mg BAP; 0,5 mg GA ₃ ; 60 g sacharóza; 20 ml PVP
Regeneračné⁴	
I. MS-62 s 90 g NH ₄ ⁺ a 100 g K ⁺ na 1 l	0,015 mg NAA; 0,02 mg KIN; 0,015 mg GA ₃
II. MS-62	3,0 mg zeatín; 0,5 mg BAP; 0,1 mg THI; 30 g sacharóza; 7 g agar
III. Nitsch	20 g sacharóza; 5 g aktívne uhlie; 6 g agar

¹media; ²composition per 1 litre; ³activating; ⁴regenerating

Pre kultiváciu anther sme zvolili päť aktivačných a tri regeneračné médiá. Základom bolo médium Murashige-Skoog a v dvoch prípadoch médium Nitsch. Použili sme tri pevné a dve tekuté aktivačné médiá s rôznou koncentráciou sacharózy a fytohormónov upravené na základe údajov literatúry (M i x , 1982; C a p p a d o c i a et al., 1984; K a l i n i n , 1987). Zloženie médií je uvedené v tab. I.

Pre zvýšenie frekvencie P zŕn sme určité trsy ovplyvnili 1% a 2% N,N-dimetylantárovou kyselinou, ktorá podľa Johanssona stimulovala embryogenézu u odrody Stina (J o h a n s s o n , 1988). Kontrolu doporučovaného vývojového štádia peľu (jednojadrové) (K u č k o , M a r u n e n k o , 1983; K a l i n i n , 1987) sme u jedného dibaploidného klonu a jedného tetraploidného genotypu urobili cytologicky, pričom sme sa pre stanovovanie štádia peľu orientovali podľa údajov Matsubayaši a kol. pre diploidné genotypy. U diploidných genotypov je dĺžka kvetného puku pre skoré a neskoré jednojadrové štádium od 4,4 do 5,2 mm (M a t s u b a y a š i et al., 1979) a u tetraploidných genotypov je dĺžka kvetného puku pre štádium mikrosfér od 4,5 do 7,0 mm (D u n w e l l , S u n d e r l a n d , 1973). Pri ostatných materiáloch sme používali kritérium dĺžky kvetných pukov v kombinácii so sfarbením peľníc (prechod medzi zeleným a žltým sfarbením).

Na základe doporučení tepelných stresov (Š a m i n a , B e r n d t , 1984; W e n z e l , F o r o u g h i - W e h r , 1984; K a l i n i n , 1987; J o h a n s s o n , 1988) sme urobili chladové predpôsobenie na kvetné puky po dobu 48 hodín pri teplote 4 ± 2 °C. Potom sme anthery v aseptickom prostredí preparovali

inzulínovými ihlami a povrchovo sterilizovali 4% chlórínanom sodným. Anthery sme kultivovali na šikmom agare (pri tuhých médiách) po 10 až 15 anther na skúmavku ($d = 1,5$ cm, $v = 15$ cm). Tvorbu kalusov sme hodnotili po štyroch, šiestich a ôsmich týždňoch. Dobre rastúce kalusy sme po ôsmich týždňoch pasážovali aj na regeneračné médium. Kultivácia anther prebiehala v podmienkach osvetlenia asi 4000 luxov, fotoperióde 16 hodín svetlo, 8 hodín tma a pri teplote 23 ± 2 °C. Prvých 48 hodín prebiehala kultivácia v tme pri teplote 26 °C.

Do hodnotenia neboli zahrnuté genotypy, u ktorých bolo pre slabú intenzitu kvitnutia kultivovaných menej ako 50 anther.

VÝSLEDKY A DISKUSIA

Výsledky kultivácie nezrelých anther v troch termínoch odberov u dihaploidov a druhu *S. chacoense* sú uvedené v tab. II. Do hodnotenia nie sú zahrnuté genotypy 79/4, 76/10, 79/15 a 79/16 s veľmi nízkou intenzitou kvitnutia. V prvom termíne zo zvyšných 14 genotypov nezakvitel jeden genotyp, a to 74/44. U kvitnúcich genotypov sme celkove nasadili 2539 anther u 16 genotypov. Celkove sme po vylúčení slabo kvitnúcich genotypov a po vylúčení skúmaviek s kontamináciou hodnotili v prvom termíne 527 anther. Z tohto počtu kalus vytvorilo 12,52 % anther v priemere u všetkých genotypov. Genotypy 77/48, 79/35, 78/22, 79/14, 76/64, 76/60 kalus vôbec nevytvorili. Tvorba kalusu u zvyšných siedmich genotypov kolísala od 2,17 % u genotypu 76/5 do 50,49 % u *S. chacoense* (tab. II).

Z jarnej výsadby z poľa sme nasadili 5813 anther u 14 genotypov. Celkove sme hodnotili 3466 anther po vylúčení skúmaviek s kontamináciou. Z tohto počtu vytvorilo kalus 5,65 % anther v priemere u všetkých genotypov. Genotypy 76/60, 79/14 a 76/61 kalus vôbec nevytvorili. Kalus vytvorilo 11 genotypov, u ktorých tvorba kalusu kolísala od 0,70 % u genotypu 78/22 do 30,76 % u *S. chacoense*. Genotyp 46/44, ktorý v prvom termíne nezakvitel, vytvoril v druhom termíne kalus u 18,18 % anther. Genotyp 76/61, ktorý kalus nevytvoril v druhom termíne, v prvom termíne kalus vytvoril u 3,33 % anther. Z genotypov, ktoré nevytvorili kalus v prvom termíne, vytvorili v druhom termíne kalus genotypy 76/64 u 12,02 % anther, 78/22 u 0,70 % anther, 79/35 u 9,18 % anther a 77/48 u 2,90 % anther (tab. II).

Z letnej výsadby do skleníka sme nasadili 1656 anther u siedmich genotypov. Genotypy 74/9, 77/92, 76/61, 79/35, 77/48 a *S. chacoense* vôbec nezakvitli. Celkove sme hodnotili 1209 anther po vylúčení skúmaviek s kontamináciou. Z tohto počtu vytvorili kalus 0,49 % anther v priemere u všetkých genotypov. Genotypy 79/60, 76/5, 77/94, 76/60, 76/64 a 79/14 kalus nevytvorili vôbec.

II. Kultivácia anther u dihaploidných genotypov a druhu *S. chacoense* Anther culture in dihaploid genotypes and the *S. chacoense* species

Genotyp ¹	Termín odberu ²					
	máj – jún			jún – júl		
	A	B	C	A	B	C
DH 79/60	10	3	30,00	173	19	10,98
DH 76/5	92	2	2,17	103	6	5,82
DH 74/44		nezakvitol ⁴		165	30	18,18
DH 77/94	45	2	4,44	365	29	7,94
DH 76/60	25	0	0,00	249	0	0,00
DH 76/64	52	0	0,00	158	19	12,02
DH 74/9	45	2	4,44	313	7	2,23
DH 77/92	35	5	14,28	451	30	6,65
DH 79/14	62	0	0,00	45	0	0,00
DH 78/22	x	x	x	282	2	0,70
DH 76/61	30	1	3,33	342	0	0,00
DH 79/35	15	0	0,00	185	17	9,18
DH 77/48	15	0	0,00	550	16	2,90
<i>S. chacoense</i>	101	51	50,49	65	20	30,76
Spolu ³	527	66	12,52	3446	195	5,65

Genotyp ¹	Termín odberu ²					
	august			spolu ³		
	A	B	C	A	B	C
DH 79/60	249	0	0,00	432	22	5,09
DH 76/5	41	0	0,00	2336	8	3,38
DH 7444	128	3	2,34	293	33	11,26
DH 77/94	447	0	0,00	857	31	3,61
DH 76/60	64	0	0,00	338	0	0,00
DH 76/64	0	0	0,00	210	19	9,04
DH 74/9		nezakvitol		358	9	2,51
DH 77/92		nezakvitol ⁴		486	35	7,20
DH 79/14	97	0	0,00	204	0	0,00
DH 78/22	183	3	1,63	465	5	1,07
DH 76/61		nezakvitol ⁴		372	1	0,26
DH 79/35		nezakvitol ⁴		200	17	8,50
DH 77/48		nezakvitol ⁴		565	16	2,83
<i>S. chacoense</i>		nezakvitol ⁴		166	71	42,77
Spolu ³	1209	6	0,49	5182	267	5,15

genotypy DH 79/4, 76/10, 79/15, 79/16 boli vylúčené z hodnotenia pre nízku intenzitu kvitnutia – genotypes DH 79/4, 76/10, 79/15, 79/16 excluded from evaluation owing to low anthesis intensity
 Platí pre tab. II a III – Holds for Tables II and III:

A = počet kultivovaných anther – number of cultivated anthers; B = počet kalusov – number of calluses obtained; C = percento kalusov – percentage of calluses obtained

x = vylúčené z hodnotenia pre kontamináciu – not evaluated owing to contamination

¹genotype; ²sampling date; ³total; ⁴failed to flower

III. Kultivácia anther u tetraploidných genotypov – Anther culture in tetraploid genotypes

Genotyp ¹	Termín odberu ²					
	máj – jún			jún – júl		
	A	B	C	A	B	C
VL 26/83	25	2	8,00	25	7	28,00
VL 55/84	198	2	1,01	x	x	x
VL 54/86	nezakvitol ⁴			nezakvitol ⁴		
Expova	10	0	0,00	223	0	0,00
Torva	x	x	x	354	0	0,00
LH 57/21 (RT)	10	8	80,0	56	0	0,00
LH 57/15 (RT)	90	3	3,33	146	1	0,68
VL 28/53	30	0	0,00	71	0	0,00
LH 37/83	nezakvitol ⁴			100	0	0,00
VL 75	nezakvitol ⁴			122	0	0,00
Spolu	363	15	4,13	1097	8	0,72

Genotyp ¹	Termín odberu ²					
	august			spolu ³		
	A	B	C	A	B	C
VL 26/83	175	0	0,00	225	9	4,00
VL 55/84	350	0	0,00	548	2	0,36
VL 54/86	48	0	0,00	48	0	0,00
Expova	79	0	0,00	312	0	0,00
Torva	136	1	0,73	490	1	0,20
LH 57/21 (RT)	nezakvitol ⁴			66	8	12,12
LH 57/15 (RT)	97	0	0,00	33	4	1,20
VL 28/53	nezakvitol ⁴			101	0	0,00
LH 37/83	nezakvitol ⁴			100	0	0,00
VL 75	nezakvitol ⁴			122	0	0,00
Spolu	885	1	0,11	2345	24	1,02

x = vylúčené z hodnotenia pre kontamináciu – not evaluated owing to contamination

genotypy Boro a LH 45 vylúčené z hodnotenia pre nízku intenzitu kvitnutia – genotypes Boro and LH 45 excluded from evaluation owing to low anthesis intensity

Kalus v tomto termíne vytvorili len dva genotypy – genotyp 78/22 u 1,63 % anther a genotyp 74/44 u 2,34 % anther (tab. II).

Celkove sme u dihaploidných genotypov a *S. chacoense* nasadili 9859 anther, z ktorých sme po vylúčení nekvitnúcich genotypov, slabo kvitnúcich

genotypov a skúmaviek s kontamináciou hodnotili 5182 anther u 14 genotypov. V priemere všetkých genotypov sme získali 267 kalusov, t.j. kalus sme získali u 5,15 % anther. Celkove kalus vytvorilo 12 genotypov. Genotyp 79/14 a 76/60 kalus nevytvorili. Tvorba kalusu kolísala od 0,26 % anther u genotypu 76/61 do 42,77 % anther u genotypu typu *S. chacoense* (tab. II).

U tetraploidných genotypov sme z jarnej výsadby do skleníka nasadili 1178 anther u ôsmich genotypov. Celkove boli z hodnotenia pre veľmi nízku intenzitu kvitnutia vylúčené genotypy LH 45 a Boro. Genotypy VL 54/86, LH 37/82 a VL 75 v prvom termíne vôbec nezakvitli a genotypy Torva a LH 57/25 boli vylúčené pre kontamináciu. Z 363 hodnotených anther vytvorilo v priemere u všetkých genotypov kalus 4,13 %. Genotypy Expova, Torva a VL 28/53 kalus nevytvorili. Tvorba kalusu kolísala od 1,01 % u genotypu VL 55/84 do 80 % u genotypu LH 57/21 (tab. III).

Z jarného termínu výsadby do poľa sme nasadili 1517 anther u 10 genotypov. Genotypy Boro, LH 57/25 a VL 54/86 vôbec nezakvitli. Z hodnotenia sme vylúčili genotyp LH 45 pre nízku intenzitu kvitnutia a genotyp VL 55/84 pre kontamináciu. Celkove sme hodnotili 1097 anther u ôsmich genotypov. Z tohto počtu kalus vytvorilo v priemere u všetkých genotypov 0,72 % anther. Kalus vytvorili dva genotypy, VL 26/83 u 28 % anther a genotyp LH 57/15 u 0,68 % anther. Tieto genotypy vytvorili kalus aj v prvom termíne (tab. III).

Z letného termínu výsadby do skleníka sme nasadili 1189 anther siedmich genotypov. Nezakvitlo šesť genotypov – LH 57/25, LH 57/21, VL 28/53, LH 45, LH 37/83 a VL 75. Celkove sme po vylúčení skúmaviek s kontamináciou a odrody Boro, ktorá veľmi slabo zakvitla, hodnotili 885 anther. Z tohto počtu vytvorilo kalus 0,11 % anther v priemere u všetkých genotypov. Kalus vytvoril len genotyp Torva – u 0,73 % anther. Tento genotyp však v prvých dvoch termínoch kalus nevytvoril (tab. III).

Celkove sme u tetraploidných genotypov nasadili 3884 anther, z ktorých sme po vylúčení nekvitnúcich a slabo kvitnúcich genotypov a skúmaviek s kontamináciou hodnotili 2345 anther. Celkove kalus vytvorilo päť genotypov – VL 26/83, VL 55/84, LH 57/21, LH 57/15 a odroda Torva. Tvorba kalusu kolísala od 0,20 % anther u genotypu Torva do 12,12 % anther u genotypu LH 57/21 (tab. III).

U diploidnej úrovne sa najviac kalusov vytvorilo v prvom termíne, a to u 12,52 % anther u siedmich genotypov, ale najviac genotypov tvorilo kalus v druhom termíne, aj keď u menšieho počtu anther – 5,65 %. V prvom termíne nezakvitli dva a v druhom termíne štyri genotypy. Tretí termín výsadby sa ukázal ako menej vhodný. V tomto termíne nezakvitlo osem genotypov

a kalus sa vytvoril len u dvoch genotypov. Letný termín výsadby je u dihaploidného materiálu nevhodný, a to nielen z dôvodu krátkej fotoperiody pri indukcii kvitnutia, ale aj z dôvodu krátkej periody klíčneho klúdu, čo podstatne sťažuje dlhšie skladovanie materiálu a vedie k oslabeniu materskej hlúzy.

U tetraploidných materiálov sa vytvorilo celkove menej kalusov – u 1,02 % anther oproti 5,15 % u diploidného materiálu. Kalus vytvorilo päť, t.j. 50 % genotypov oproti 12, t.j. 85,71 % u diploidného materiálu. Matsumiya et al. (1979) uvádzajú priemerné percento tvorby kalusov 14,3 %. Z uvedeného vyplýva, že diploidné a tetraploidné genotypy sa odlišujú v nárokoch donorových rastlín na podmienky pestovania s ohľadom na indukciu kvitnutia, fyziologický stav materskej hlúzy i responzibilitu k tvorbe kalusu. Vybraté vysoko fertílne dihaploidné klony i druh *S. chacoense* vyznačujúci sa vysokou všeobecnou kombinačnou schopnosťou, čo sa týka krížiteľnosti, potvrdili údaje Kalinina o korelácii medzi fertilitou a percentom tvorby kalusov (Kalinin, 1987).

Pri vyhodnocovaní úspešnosti kalogenézy s ohľadom na aktivačné médiá sa v našich pokusoch najvhodnejším ukázalo médium II, na ktorom kalus vytvorilo 16 zo 17 genotypov, t.j. 94,11 %, a 213 z 290 anther, t.j. 73,44 %. Na médiu IV vytvorilo kalus 64,70 % genotypov, t.j. 11 a 22,43 % anther, t.j. 65. Najnižšiu tvorbu kalusu sme pozorovali na médiu III u štyroch genotypov, t.j. 23,52 % a 12 anther, t.j. u 4,13 % (tab. I až IV). Na tekutých aktivačných médiách I a V sme kalusy nezískali. Johnson (1988) odporúča používať kombinované médiá.

Podľa našich výsledkov sa ukazuje dôležitosť fytohormónov 2,4-D, zeatínu a BAP v médiu, čo sme potvrdili v predchádzajúcich pokusoch s listovými segmentmi (Šubová, 1988), ako aj vplyv genotypu. Zo 17 genotypov len tri vytvorili kalus na všetkých troch médiách, osem vytvorilo kalus na dvoch médiách, z toho sedem genotypov vytvorilo kalus na médiách II a IV, šesť genotypov vytvorilo kalus len na jednom médiu, z toho päť na médiu II a jeden genotyp na médiu IV.

Zo 17 genotypov, ktoré vytvorili kalus, päť genotypov, t.j. 29,41 % vytvorilo kalus aj z donorových rastlín ovplyvnených ALAR-om (tab. IV). Presnejšie zhodnotenie vplyvu ALARu nie je možné v dôsledku nepriaznivého vplyvu na mnohé dihaploidné genotypy, ktoré majú veľmi drobné anthery. Bude potrebné odskúšať nižšie koncentrácie, ktoré tak silne neobmedzia dĺžkový rast. Takisto bude potrebné odskúšať vyššie koncentrácie sacharózy (Cappadicia et al., 1984) a účinnejšiu povrchovú sterilizáciu. Za účelom selekcie responzibilnejších genotypov boli nakrížené potomstvá úspešný dihaploid x *S. chacoense*.

Pri cytologických analýzach kalusov, sme zistili veľmi nízku mitotickú aktivitu, ktorá nám zabránila určiť ploeditu. U získaných kalusov sa v priemere

IV. Úspešnosť kalogenézy na jednotlivých aktivačných médiách – Success of callogenesis in different activation media

Genotyp ¹	Typ média ² II		Typ média III		Typ média IV		Počet získaných kalusov ³		
	A	B	A	B	A	B	spolu ⁴	na pôde s ALARom ⁵	%
DH 77/94	29	8,47	0	0,00	2	1,33	31	0	0,00
DH 76/5	8	10,00	0	0,00	0	0,00	8	0	0,00
DH 77/92	30	14,63	0	0,00	5	2,31	35	11	31,42
DH 79/60	17	7,20	0	0,05	6,57	22	0	0,00	
DH 74/9	3	2,38	0	0,00	6	5,00	9	0	0,00
DH 76/61	0	0,00	0	0,00	1	1,07	1	0	0,00
DH 77/48	16	9,41	3	1,92	0	0,00	19	7	36,84
DH 79/35	7	17,50	0	0,00	10	14,28	17	0	0,00
DH 76/64	15	27,27	2	3,44	2	4,00	19	5	26,31
DH 74/44	15	11,36	6	7,79	9	21,95	30	3	10,00
DH 78/22	5	3,26	0	0,00	0	0,00	5	0	0,00
<i>S. chacoense</i>	47	67,14	1	2,22	23	27,05	71	0	0,00
VL 55/84	1	0,58	0	0,00	1	0,66	2	0	0,00
VL 26/83	9	8,57	0	0,00	0	0,00	9	0	0,00
LH 57/21	7	35,00	0	0,00	1	2,17	8	0	0,00
LH 57/15	3	2,45	0	0,00	0	0,00	3	1	33,33
Torva	1	0,55	0	0,00	0	0,00	1	1	100,00
Spolu ⁴	213	73,44	12	4,13	65	22,43	290	28	9,65

A = počet získaných kalusov – number of calluses obtained; B = percento získaných kalusov – percentage of calluses obtained

¹genotype; ²typ of media; ³number of calluses obtained; ⁴total; ⁵on medium with ALAR

všetkých úspešných genotypov asi u 20 % tvorili koreňky. U druhu *S. chacoense* sme okrem rizogenézy získali aj kompletnú rastlinku, ktorá vykazuje príznaky chlorofylovej deficiencie.

Záverom chceme zdôrazniť, že aj keď získavanie dihaploidov pomocou superopeľovačov *S. phureja* je efektívne, androgenetický spôsob dáva perspektívu možnosti získavania homozygotných – čistých líní, pri využití spontánnej polyploidizácie *in vitro* pri kultivácii anther dihaploidných klonov. Tieto by mohli byť využité ako pre výskumné, tak aj pre šľachtiteľské účely.

Literatúra

BREUKELN, E. W. M.: Pseudogamic production of dihaploids and monoloids in *S. tuberosum* and some related species. Res. Repts, Wageningen, Centre for Agricultural Publishing and Documentation, 1981.

- CAPPADOCIA, M. – CHENG, D. S. K. – LUDLUM-SIMONETTE, R.: Plant regeneration from *in vitro* culture of anthers of *S. chacoense* Bitt. and interspecific diploid hybrids *S. tuberosum* x *S. chacoense* Bitt. Theor. appl. Genet., 69, 1984, s. 139 - 143.
- CERCOSIMO, A.: Culture *in vitro* di antere in *Vitis* sp. Riv. viticolt. e. enol., 39, 1986, č. 12, s. 520 - 531.
- DUNWELL, J. M. – SUNDERLAND, N.: Anther culture of *Solanum tuberosum* L. Euphytica, 22, 1973, s. 317 - 323.
- GULSHAN, T. M. – VARGHESE, D. – SHARMA, R.: Studies on anther cultures of tomato – *Lycopersicon esculentum* Mill. Biol. Plant., 23, 1981, s. 414 - 420.
- CHO, M. S. – ZAPATA, F. J.: Callus formation and plant regeneration in isolated pollen culture of rice. Pl. Sci., 58, 1988, č. 2, s. 239 - 244.
- JACOBSEN, E. – SOPORY, S. K.: The influence and possible recombination of genotype on the production of microspore embryoids in anther culture *S. tuberosum*. Theor. appl. Genet., 52, 1978, s. 119 - 123.
- JOHANSSON, L. B.: Increased induction of embryogenesis and regeneration in anther cultures of *S. tuberosum*. Potato Res., 31, 1988, s. 145 - 149.
- KALININ, A. V.: Metody polučeniya gaploidov kartofelja i ich ispol'zovanie v selekcii. In: Ispol'z. kletoč. technol. selek. kartof. Nauč. Trudy Moskva, NIIKCH 1987, s. 98 - 103.
- KUČKO, A. A. – MARUNENKO, I. M.: Kultura izolirovannyh pylnikov kartofelja. Selk.-choz. Biol., 5, 1983, s. 16 - 18.
- MARUNENKO, I. M. – KUČKO, A. A.: Vlijaniye nekotorykh faktorov na kultivirovaniye izolirovannyh pylnikov kartofelja. In: Isl. kletoč. selek. kartof., Moskva, 1984; Fiziol. Rast., 35, 1988, č. 1, s. 136 - 143.
- MATSUBAYAŠI, M. – MISOO, S. – JOŠIDA, K.: Studies on the mechanisms of pollen embryogenesis. Sci. Rep. Fac. Agric. Kobe Univ., 13, 1979, č. 2.
- MIX, G.: Dihaploide Pflanzen aus *S. tuberosum* Antheren. Landb. Forsch. Völkenrode, 32, 1982, č. 1, s. 34 - 36.
- MIX, G. – WILSON, H. M. – FOROUGH-WEHR, B.: The cytological status of plants of *Hordeum vulgare* L. regenerated from microspore callus. Z. Pfl.-Zücht., 80, 1978, s. 89 - 99.
- OWEN, M. R. – VEILLEUS, R. E. – HAYNES, F. L. – HAYNES, K. G.: Photoperiodic effects on $2n$ pollen production, response to anther culture and net photosynthesis of a dihaploids clone of *S. phureja*. Amer. Potato J., 65, 1988, č. 3, s. 131 - 139.
- SOPORY, S. K.: Development of embryoids in isolated pollen culture of dihaploid *S. tuberosum*. Z. Pfl.-Physiol., 84, 1977, č. 5, s. 453 - 457.
- SOPORY, S. K. – JACOBSEN, E. – WENZEL, G.: Production monohaploid embryoids and plantlets in cultured anthers of *S. tuberosum*. Pl. Sci. Lett., 12, 1978, č. 1, s. 47 - 54.
- SOPORY, S. K. – ROGAN, P. G.: Induction of pollen divisions and embryoid formation in anther cultures of some dihaploid clones of *S. tuberosum*. I., 80, 1976, č. 1, s. 77 - 80.
- SCHOLZ, M.: Antherenkultur bei de Kartoffel. [Dissertation.] Berlin, Gross Lüsewitz 1985 - Adl der DDR.
- ŠAMINA, E. B. – BERNDT, B.: K probleme polučeniya gaploidov kartofelja na osnove androgeniza. In: Isl. kletoč. selek. kartof., Moskva, 1984.
- ŠUBOVÁ, D.: Explantátové kultúry so zameraním na dihaploidy a mutagenézu. [Dielčia záverečná správa.] Veľká Lomnica, VÚSZ 1988.
- ŠUBOVÁ, D.: Využitie dihaploidov v šľachtení zemiakov. Genet. a Šlecht., 23, 1987, č. 3, s. 183 - 190.

ŠUBOVÁ, D.: Možnosti využitia dihaploidov pre tvorbu odrôd po roku 2000. [Záverčná správa.] Havlíčkův Brod, VÚB 1990.

ULTEWAAL, B. A. - HUIGEN, D. J. - HERMSEN, J. G. Th.: Production of potato monohaploids ($2n=x=12$) through prickle pollination. Theor. appl. Genet., 73, 1987, s. 751 - 758.

ZIRONG, T. - MINSONG, L. - ZHONGCHUN, Z.: Indukcija digaploidnych rastenij iz neoplodotvorennyh zavjazej kartofelja v uslovijach *in vitro*. Ref. Žur., 1989, 2.65.54.

WENZEL, G. - FOROUGH-WEHR, B.: Anther culture of *S. tuberosum* cell culture and somatic cell genetics of plants. London, Academic Press 1984, s. 293 - 301.

Dolho dac 19. 4. 1990

D.Šubová, G. Lengyel (Potato Research Station, Liptovský Hrádok, Czechoslovakia)

Cultivation of non-ripe anthers of selected potato species and clones on a diploid and tetraploid level

Trials were conducted with the cultivation of unripe anthers in 17 dihaploid clones, 1 diploid clone of the wild species *S. chaceoense*, 3 varieties, 3 retetraploidized strains and 7 tetraploid hybrids to study the dependence of callus formation on the date of planting of the donor plants, on the culture medium used, ploidy level, and genotype. Three planting dates were used: a spring date of planting in greenhouse, a spring date of planting in field, and a summer date of planting in greenhouse. The respective anther collection times were as follows: May - June, June - July, August. Five culture media (2 liquid, 1 solid) were used for the anther cultures: four of them on the MS-62 base, one on Nitsch base, with different phytohormone combinations. The trials confirmed the dependence of callus formation on the genotype, on ploidy level, conditions of cultivation of donor plants, and the culture medium. Medium II MS-62 base with 4.0 mg 2,4-D per litre, 1.0 mg zeatin per litre, 30 g saccharose and 7 g agar) proved to be the best activation medium on which callus was produced by 16 of 17 genotypes, i. e. 94.11 %, and 213 of 190 anthers, i. e. 73.44 %. On medium IV, also on MS-62 base, containing 4.0 mg NAA, 0.5 mg BAP, 60 g saccharose, 8 g agar and 0.1 mg THI per litre, callus was produced by 11 of 17 genotypes, i. e. 64.70 % and 65 of 290 anthers, i. e. 22.43 %. The poorest callus formation was observed on medium III: callus was produced only by 4 genotypes, i. e. 23.52 %, and 12 of 290 anthers, i. e. 4.12 %. Activation medium III was also based on MS-62 and contained 1.0 mg IAA, 5.0 mg zeatin, 60 g saccharose and 8 g of agar per one litre. No calluses were produced on the liquid culture media, including medium I on MS-62 base with 1.0 mg IAA, 5.0 mg KIN and 30 g saccharose per litre, and medium V on Nitsch base with 1.0 mg IAA, 1.0 mg

BAP, 0.5 mg GA₃, 20 ml PVP and 60 g saccharose per litre. Of the 17 genotypes, only three produced callus on three media, eight produced callus on two media (seven of them did so on media II and IV), and six genotypes produced callus on only one medium (five of them did so on medium II and one on medium IV). The first anther sampling date proved to be the best for the diploid level as to the average number of callus-producing (12.52 %) anthers: of the 14 genotypes evaluated, seven (50 %) were successful. The highest number of genotypes produced callus on the second anther sampling date: 78.57 % of the genotypes with 5.65 % of the anthers. On the third sampling date only two of the evaluated genotypes did produce callus (28.57 % of the genotypes with 0.49 % of the anthers – Table II). Four dihaploids were not evaluated owing to a low intensity of anthesis; in the first-planted crop 2 genotypes failed to flower, in the second-planted crop 4 genotypes, and in the third-planted crop 9 genotypes, i. e. 11.11 %, 22.22 % and 50 %, respectively. For the tetraploid level, the first sampling date was the best with respect to the average number of callus-producing anthers (4.13 %) and number of genotypes (66.66 %). On the 2nd and 3rd sampling dates, callus was produced by only 0.722 and 0.11 % of the anthers in 25 and 16.66 % of the genotypes. Three genotypes were not evaluated owing to a low intensity of anthesis: in the first-planted crop 5 genotypes failed to flower, in the second-planted crop 3 genotypes, and in the third-planted crop 6 genotypes, i. e. 38.46, 23.07 and 46.15 %, respectively (Table III). The diploid level was generally the most successful: 14 of 18 genotypes, i. e. 77.77 %, could be evaluated on this level. Of these, callus was produced by 12 (85.71 %) genotypes and 5.15 % of anthers. On the tetraploid level, 10 of 13 genotypes (76.92 %) could be evaluated. Of these, callus was produced by 12.5 % of the genotypes and 1.02 % of anthers. The most successful tetraploid genotypes included the retetraploidized clone LH 57/21 with a 12.12 percent callus production level and the VL 26/83 hybrid with an 8 percent callus production level. In the remaining genotypes the callus production percentages included the diploid species *S. chacoense* with 42.77% callus formation, dihaploid 74/44, 76/64, 79/35 and dihaploid 77/92 with 11.26, 9.04, 8.50 and 7.20% callus formation. In the remaining genotypes the callus formation levels were 5.09, 3.61, 3.33, 2.83, 2.51, 1.07 and 0.26 %. The most successful species was *S. chacoense*: in 10 % of its calluses rhizogenesis was attained and one complete plant was produced, showing signs of chlorophyll deficiency.

anthers; cultivation; diploid level; tetraploid level; callus; genotype; potato; species; clone

ODOLNOST TRHOVÝCH ODRÔD VINIČA PRE VÝROBU ČERVENÝCH VÍN PROTI ZIMNÝM MRAZOM

Marta HUBÁČKOVÁ

Výzkumná stanice vinařská, 267 18 Karlštejn

V rokoch 1988 až 1990 bola v kontrolovaných podmienkach uskutočnená analýza odolnosti pukov proti zimným mrazom u nasledujúcich odrôd viniča pre výrobu červených vín: André, Burgundské modré, Frankovka modrá, Portugalské modré, Svätovavrinské a Zweigeltrebe. U každej odrody bola stanovená základná odolnosť (po otužení v poľných podmienkach predchádzala mrazovým stresom počas 72 hodín expozícia pri teplote -10°C) a stabilita odolnosti (po otužení v poľných i kontrolovaných podmienkach mrazovým stresom predchádzala počas 72 hodín expozícia teplote 12°C). S výnimkou odrody Frankovka modrá bola priemerná základná odolnosť študovaných odrôd rovnaká, alebo o 2 až 13 % nižšia než u štandardnej odrody Rizling rýnsky. Frankovka modrá mala základnú odolnosť nižšiu až o 35 %. Priemerná stabilita odolnosti po zimnom oteplení bola u študovaných odrôd oproti štandardnej odrode nižšia o 9 až 22 %. Medzi jednotlivými termínmi hodnotenia bola u odrôd vyššia variabilita v stabilite odolnosti po zimnom oteplení než v základnej odolnosti.

Vitis vinifera L.; odrody pre výrobu červených vín; odolnosť proti zimným mrazom; základná odolnosť; stabilita odolnosti

V Listine povolených odrôd ČSFR je zapísaných osem odrôd viniča pre výrobu červených vín. Z toho päť trhových odrôd (André, Burgundské modré, Frankovka modrá, Portugalské modré a Svätovavrinské) a tri odrody (Alibernet, Cabernet-Sauvignon a Zweigeltrebe) sú zaradené do skupiny ostatných odrôd pre výrobu červených vín.

Všetky odrody s výnimkou odrôd Alibernet a André majú v ČSFR dlhú pestovateľskú tradíciu a pestovatelia majú celý rad poznatkov, často rozporných, o ich schopnosti odolávať zimným mrazom. Je to preto, že boli získané v poľných podmienkach pri rozdielnom otužení, rôznej výške mrazového stresu, rôznej dĺžke trvania stresu, za spolupôsobenia vetra rôznej intenzity (či bez neho), pri rôznej vlhkosti vzduchu, u výhonov pokrytých námrazou alebo bez námrazy a pod.

Cieľom predloženej práce bolo určenie odolnosti len proti jednému nepriaznivému činiteľovi, ktorý však prezimovanie ovplyvňuje v rozhodujúcej miere,

proti presne definovanému mrazovému stresu po otužení v poľných a doplnkovom otužení v kontrolovaných podmienkach a po imitácii zimného oteplenia v kontrolovaných podmienkach.

MATERIÁL A METÓDY

Odolnosť proti zimným mrazom sme hodnotili v zimnom období rokov 1988 až 1990 u piatich trhových odrôd (André, Burgundské modré, Frankovka modrá, Portugalské modré a Svätovavrinské) a u jednej odrody zaradenej do skupiny ostatných odrôd pre výrobu červených vín (Zweigeltrebe). Úroveň odolnosti odrody sme posudzovali podľa odolnosti k mrazu najcitlivejších orgánov - zimných pukov.

U všetkých odrôd s výnimkou odrody Frankovka modrá sme analýzu uskutočnili v troch termínoch. U odrody Frankovka modrá sme pre nedostatok výhonov analýzu základnej odolnosti uskutočnili v dvoch termínoch a analýzu stability len v jednom termíne.

Jednoročné výhony všetkých odrôd sme odrezali vo vinohrade Výskumnej stanice vinárskej Karlštejn z krov pestovaných na vysokom vedení v širokom spone, pri ktorých bol uplatnený Gyotov spôsob rezu a bežná agrotechnika.

V každom termíne analýzy sme odrezali z krov jednej odrody 80 jednoročných výhonov s prvými trinástimi pukmi od baze výhonu, ktoré sme hneď vo vinohrade zbavili zdrevnatelých úponkov a zálistkov. Na vyhodnotenie jednej odrody v troch termínoch s deviatimi mrazovými stresmi a tromi kontrolnými variantami sme použili celkom 2880 pukov. U odrody Frankovka modrá sme pre hodnotenie použili len 1440 pukov. Výhony každej odrody sme rozdelili do dvoch skupín po 40 kusoch a v každej skupine do štyroch variantov. V každom variante bolo 120 pukov od druhého po trinásty.

U pukov výhonov prvej skupiny sme určili základnú odolnosť po relatívne dobrom otužení, u pukov druhej skupiny stabilitu odolnosti po zimnom oteplení.

Výhony všetkých variantov oboch skupín sme vystavili doplnkovému otuženiu pri teplote -10°C počas 72 hodín v mraziacej komore. Hneď po skončení doplnkového otuženia sme výhony jedného variantu (kontrola) z prvej skupiny pomaly rozmrazili, rozstrihali na jednopukové odrezky a ponorené bazálnou časťou do vody nechali v skleníku vypučať. Ostatné tri varianty sme hneď vystavili mrazovým stresom. Jeden variant mrazu bol -16°C , ďalší -19°C a tretí -22°C na dobu 20 hodín. Životnosť po mrazových stresoch sme stanovili pučaním na jednopukových odrezkoch.

Výhony všetkých štyroch variantov druhej skupiny sme po doplnkovom otužení a pomalom rozmrazení vystavili konštantnej teplote 12°C na dobu 72

hodín, čím sme navodili zimné oteplenie. Potom sme jeden variant (kontrola) rozstihali na jednopukové odrezky, u ktorých sme pučaním v skleníku stanovili životnosť po skončení otuženia a expozícii pozitívnej teploty. Ďalšie tri varianty sme vystavili mrazovým stresom ako v prvej skupine. Z vyhodnotenia životnosti pučaním sme odvodili stabilitu odolnosti proti zimným mrazom po zimnom oteplení.

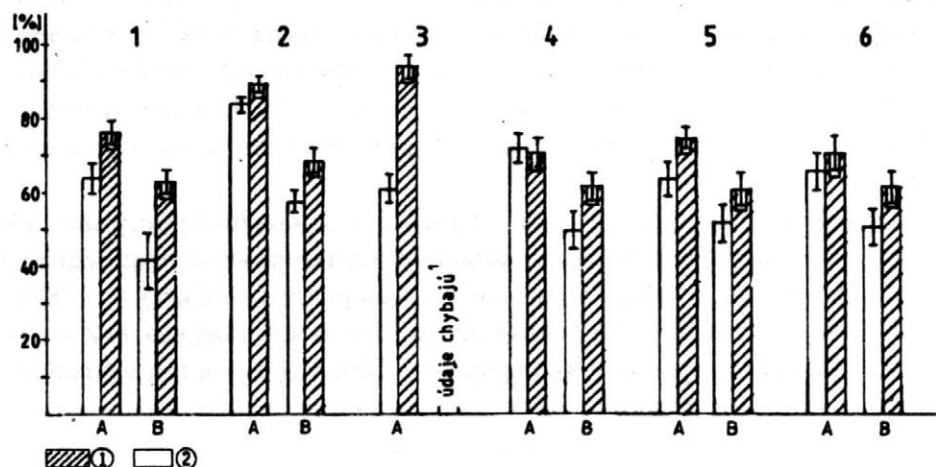
Doplňkové otuženie, expozíciu teploty 12 °C, i mrazové stresy sme uskutočnili v mraziacich a chladiacich komorách s mikroprocesorovou reguláciou teplotného režimu, podľa skôr popísaného postupu (H u b á č k o v á, 1988).

V každom termíne bola rovnakým spôsobom uskutočnená tiež analýza odolnosti štandardnej odrody Rizling rýnsky. Táto odroda toleruje v dlhodobom priemere zimné mrazy v našej klíme v najväčšom rozsahu.

VÝSLEDKY

Ako vyplýva z obr. 1, študované odrody s výnimkou odrody Frankovka modrá po relatívne dobrom otužení vykázali rovnakú, alebo len o 2 až 13 % nižšiu základnú odolnosť než mala za rovnakých podmienok štandardná odroda Rizling rýnsky. Základnej odolnosti štandardnej odrody sa najviac priblížili odrody Portugalské modré a Burgundské modré. Relatívne vysokú odolnosť po doplnkovom otužení v mrazivých dňoch dosiahli aj odrody Zweigeltrebe, Svätovavrinské a André. Len odroda Frankovka modrá vykázala nižšiu základnú odolnosť než štandardná odroda (až o 35 %). Na obr. 2 znázornené priemerné percentuálne podiely životnosti odrôd po všetkých mrazových stresoch v troch termínoch hodnotenia, prepočítané na štandardnú odrodu (skutočné percento pučania štandardnej odrody = 100 %), potvrdzujú vyššie uvedené zoskupenie odrôd podľa výšky ich základnej odolnosti.

Po zimnom oteplení vykázali všetky sledované odrody pre výrobu červených vín nižšiu odolnosť než po mrazivých dňoch, a než mala štandardná odroda Rizling rýnsky (obr. 1). Priemerné percento životnosti je po mrazových stresoch u všetkých odrôd s výnimkou odrody André (stabilitu odolnosti u odrody Frankovka modrá pre malý počet údajov nehodnotíme) v podstate rovnaké. Nepreukaznosť rozdielov v stabilite odolnosti medzi odrodami Burgundské modré, Portugalské modré, Svätovavrinské a Zweigeltrebe potvrdila aj biometrická analýza (tab. I). U odrody André bola v uskutočnenej analýze stabilita odolnosti po zimnom oteplení oproti štandardnej odrôde nižšia o 22 %, zatiaľ čo u ostatných odrôd len o 9 až 11 %.



1. Priemerné percento pučania po deviatich mrazových stresoch v troch termínoch hodnotenia u skúšaných odrôd a štandardnej odrody. Mrazovým stresom predchádzalo doplnkové otuženie pri teplote -10°C počas 72 hodín (A) alebo expozícia teploty 12°C počas 72 hodín (B) – The mean percentage of burst buds after nine frost stresses in three samples of the determination in tested cultivars and standard cultivar. The frost stresses were preceded by the supplementary cold acclimation (-10°C for 72 hours – A), or winter warm spells (12°C for 72 hours)

① štandardná odroda – standard cultivar

② skúšaná odroda – tested cultivar;

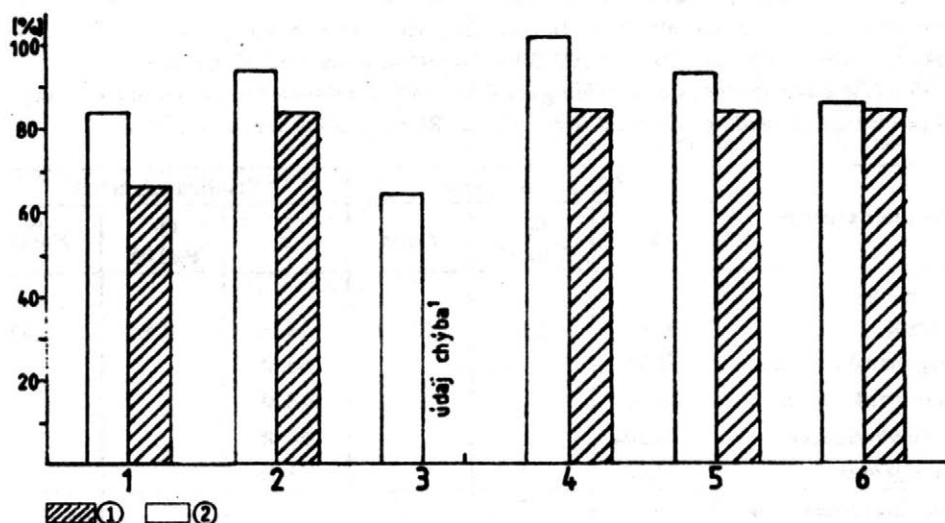
Platí pre obr. 1 a 2 – Holds for Figs 1 and 2:

1. André; 2. Burgundské modré – Burgundy Blue; 3. Frankovka – Limburger Blue; 4. Portugalské modré – Portugal Blue; 5. Svätovavrinské; 6. Zweigeltrebe

¹data absent

Po prepočítaní životnosti pukov všetkých odrôd na životnosť pukov štandardnej odrody sme zistili, že mrazové stresy znížili u odrôd na výrobu červených vín v priemere o 12 % pukov viac vtedy, keď im predchádzali teplé zimné dni než keď im predchádzalo otuženie v mrazivých dňoch (tab. II). Inými slovami, základná odolnosť odrôd na výrobu červených vín proti zimným mrazom je o 12 % vyššia než ich stabilita po zimnom oteplení.

Všetky dosiaľ uvedené výsledky vychádzali zo získaných priemerných výsledkov odolnosti odrôd po všetkých deviatich mrazových stresoch v troch termínoch hodnotenia. Pre pestovateľov je však dôležitá aj variabilita v odolnosti jednej odrody. Rozdiely v základnej odolnosti sa podľa percentuálneho podielu pučania po rovnakých mrazových stresoch medzi jednotlivými termínmi hodnotenia pohybujú od 11,3 % (u odrody Svätovavrinské) do 26,1 % (u odrody Frankovka modrá). U odrody Burgundské modré predstavuje rozdiel



2. Priemerné percento pučania po deviatich mrazových stresoch v troch termínoch hodnotenia prepočítané na percento pučania štandardnej odrody Rizling rýnsky – The mean percentage of burst buds after nine frost stresses in three samples of the determination transformed on the standard cultivar Rhine Riesling

① mrazovým stresom predchádzalo oteplenie – a warm spell preceded frost stresses

② mrazovým stresom predchádzalo otuženie – hardening preceded frost stresses

medzi termínom s najnižšou a najvyššou životnosťou pukov 12 %, u odrody André 17,6 %, Portugalské modré 21,3 % a Zweigeltrebe 22,9 % (tab. II).

Viac než v základnej odolnosti kolíše variabilita u väčšiny odrôd v stabilite odolnosti po zimnom oteplení. Najvyšší rozdiel v priemernom percente pučania po mrazových stresoch medzi jednotlivými termínmi hodnotenia stability odolnosti predstavoval u odrody Burgundské modré 6,6 %, André 11,6 %, u odrody Portugalské modré však až 43,1 %, Zweigeltrebe 44,8 % a Svätovavrinské 56,3 % (tab. II).

Ak vezmeme do úvahy základnú odolnosť aj stabilitu odolnosti po zimnom oteplení, potom sa najmenej kolísavou odolnosťou vyznačovali odrody Burgundské modré a André, najviac kolísala u odrôd Svätovavrinské a Zweigeltrebe.

Po mrazivých a teplých dňoch najvyššiu priemernú odolnosť získali odrody Portugalské modré a Burgundské modré, najhoršiu odroda André. Vzhľadom na to, že odroda Portugalské modré má po zimnom oteplení, ale i po mrazivých dňoch kolísavú odolnosť, je nutné z hľadiska odolnosti proti zimným mrazom považovať za najvhodnejšiu odrodu Burgundské modré.

I. Biometrické hodnotenie získaných výsledkov – analýza rozptylu (skutočné percento pučania je prepočítané na štandardnú odrodu Rizling rýnsky; skutočné percento pučania po mrazových stresoch u odrody Rizling rýnsky = 100 %) – Biometric evaluation of the results – analysis of variance (the actual percentage of budding is calculated to the standard variety Rhine Riesling; the real percentage of budding after frost stresses in the Rhine Riesling variety = 100 %)

Variabilita medzi	Základná odolnosť ¹			Stabilita odolnosti ²		
	$\bar{x}$	dp $P \leq 0,05$	F-test	$\bar{x}$	dp $P \leq 0,05$	F-test
odrodami ³						
André	68,6a ⁺	5,2	1,09	54,3a	8,4	0,55
Burgundské modré	76,7b			66,6b		
Portugalské modré	85,6c			68,8b		
Svätovavrinské	74,3da			68,4b		
Zweigeltrebe	72,9a			73,7b		
termínmi hodnotenia odolnosti ⁴						
1.	76,4a	7,4	0,60	65,2ab	11,9	0,82
2.	78,7a			60,1a		
3.	71,7a			73,6b		

⁺rozdiely medzi priemermi označené odlišnými malými písmenami sú štatisticky významné pri $P \leq 0,05$ – differences between the means marked by different letters are statistically significant at $P \leq 0,05$

¹basic hardiness ²stability of hardiness ³variability in varieties ⁴variability between the dates of the evaluation of hardiness

DISKUSIA

Hodnoty, ktoré vyjadrujú obečnú schopnosť jednotlivých odrôd odolávať zimným mrazom, sú relatívne, nech sú získané akýmikoľvek presnými metódami. Je to z toho dôvodu, že odolnosť, presnejšie povedané tolerancia k mrazu, je komplexná vlastnosť, podmienená mnohými vnútornými aj vonkajšími činiteľmi, ktoré sa uplatnili nielen v priebehu zimy, v ktorej odolnosť hodnotíme, ale aj v predchádzajúcej vegetácii alebo aj v predchádzajúcich rokoch.

Predložená analýza, v ktorej boli mrazové stresy navodené v mraziacich komorách, potvrdila v pestovateľskej praxi známu, relatívne vysokú odolnosť proti mrazu u pukov odrody Burgundské modré, v porovnaní so štandardnou odrodou Rizling rýnsky. Odroda Portugalské modré je niektorými našimi odborníkmi (Pospíšilová, 1981) zaradzovaná medzi odrody odolnejšie a inými medzi odrody so zníženou odolnosťou proti zimným mrazom (K r a u s ,

II. Priemerné percento vypučaných pukov po 72 hodinách doplnkového otuženia pri teplote -10°C a troch odstupňovaných mrazových stresoch a po expozícii teplote 12°C a troch odstupňovaných mrazových stresoch v jednotlivých termínoch hodnotenia po prepočítaní na štandardnú odrodu Rizling rýnsky – The mean percentage of germinated buds after 72 hours of additional hardening at the temperature of -10°C and three graduated frost stresses and after the exposition to the temperature of 12°C plus three graduated frost stresses on the different dates of evaluation after a calculation to the standard variety Rhine Riesling

Odroda ¹	Termín začiatku testov ²	Priemerné percento pučania ³		
		po doplnkovom otužení a mrazových stresoch ⁴	po oteplení a mrazových stresoch ⁵	otuženie + oteplenie ⁶
André	20.2.1989	91,2	63,8	77,5
	27.11.1989	92,0	61,1	76,6
	17.12.1989	74,4	72,7	73,6
	$\bar{x}$	85,9	65,9	75,9
Burgundské modré	22.1.1988	87,1	88,4	87,8
	1.2.1990	99,1	82,0	90,6
	9.2.1990	94,5	81,8	88,2
	$\bar{x}$	93,6	84,1	88,9
Frankovka modrá	7.3.1990	51,6	–	–
	30.11.1990	77,7	83,3	80,5
Portugalské modré	20.1.1988	103,1	79,2	90,2
	20.2.1989	91,8	62,9	77,4
	27.11.1989	113,1	106,0	109,6
	$\bar{x}$	102,7	82,7	92,7
Svätovavrinecké	20.1.1988	98,4	113,9	106,2
	20.2.1989	90,7	57,6	74,2
	27.11.1989	87,1	80,4	83,8
	$\bar{x}$	92,1	84,0	88,1
Zweigeltrebe	20.2.1989	85,1	56,8	70,9
	27.11.1989	100,0	98,1	99,1
	15.1.1990	77,1	101,6	89,4
	$\bar{x}$	87,4	85,5	86,5
$\bar{x}$ bez odrody Frankovka modrá ⁷		92,3	80,4	86,4

¹ variety; ² the dates of the beginning of tests; ³ mean percentage of budding; ⁴ after additional hardening and frost stresses; ⁵ after a warm spell a frost stresses; ⁶ hardening + warm spell; ⁷ $\bar{x}$ without a variety Limburger Blue

1967). Výsledky našej analýzy, uskutočnenej čiastočne v kontrolovanom prostredí, dávajú za pravdu oboj autorom. Puky odrody Portugalské modré vykázali v našich hodnoteniach vysokú odolnosť po dobrej adaptácii po mrazivých

dňoch približne v rovnakej miere ako aj odroda Rizling rýnsky, ale nižšiu a hlavne kolísavú odolnosť po zimnom oteplení. Avšak ani po mrazivých dňoch nemusia puky tejto odrody vždy, zvlášť v polovici zimy, získať vysokú odolnosť. Svedčia o tom naše skoršie výsledky, v ktorých sme odolnosť hodnotili priamym zmrazovaním, ale podľa iného kritéria než bolo použité v tejto práci (Damborská, Segeťa, 1977). Pri analýze odolnosti je treba rešpektovať indukčné podmienky pre otuženie nielen krátko pred mrazovými stresmi, ale aj tie, ktoré boli po dlhší čas v poľných podmienkach pred odrezaním výhonov z krov. Hodnoty odolnosti, ktoré sme v tejto práci získali u odrody Portugalské modré po doplnkovom otužení 20. januára 1988, nemusia byť typické, lebo v zime 1987/1988 boli v poľných podmienkach v decembri i januári netypicky vysoké teploty. Minimálne teploty v tomto čase neklesli pod -7°C a maximálne presahovali 10°C . Takéto teploty môžu byť dostatočné napr. pre plné rozvinutie otuženia u odrody Portugalské modré, ale nie u odrody Rizling rýnsky. V každom prípade však výsledky uvedené v tejto práci, ako aj všetky naše skôr získané výsledky (Damborská, Segeťa, 1977) naznačujú, že na konci jesene a začiatku zimy postupuje vývoj odolnosti u odrody Portugalské modré rovnako rýchlo, alebo aj rýchlejšie než u odrody Rizling rýnsky.

Podobne ako odroda Portugalské modré, aj odroda André, v porovnaní so štandardnou odrodou, odoláva po mrazivých dňoch silným mrazovým stresom relatívne dobre, ale najhoršie z odrôd pre výrobu červených vín odoláva mrazovým stresom vtedy, keď prídu po zimnom oteplení. Nízkú aktuálnu odolnosť najčastejšie v druhej polovici zimy, kedy sú zimné oteplenia najčastejšie, sme zistili u tejto odrody už pred niekoľkými rokmi (Hubáčková, 1986). Výsledky získané v tejto práci pomocou iných kritérií sú len ich potvrdením.

Nízke hodnoty základnej odolnosti u odrody Frankovka modrá môžu byť do istej miery spôsobené nesplnením vyšších tepelných požiadaviek odrody pri jej pestovaní v chladnej klíme Českej vinohradníckej oblasti.

Literatúra

- DAMBORSKÁ, M. – SEGETA, V.: Porovnanie zmien odolnosti pukov vybraných odrôd viniča hroznorodého (*Vitis vinifera* L.) voči mrazu v priebehu zimy. Zahradníctvo, 1977, č. 3, s. 215–222.
- HUBÁČKOVÁ, M.: Zmeny odolnosti odrody viniča André voči zimným mrazom. Genet. a šlecht., 22, 1986, č. 3, s. 233–238.
- HUBÁČKOVÁ, M.: Hodnotenie mrazuvzdornosti odrôd viniča hroznorodého v kontrolovaných podmienkach. Met. Zavád. Výsl., Výzk. zeměd. Praxe, 1988, 23 s.
- KRAUS, V.: Vinohradnictví. Biologické základy agrotechniky révy vinné. Praha, SNTL 1967, 129 s.
- POSPÍŠILOVÁ, D.: Ampelografia ČSSR. Bratislava, Příroda 1981, 353 s.

Došlo dne 6. 3. 1991

M. Hubáčková (Research Station of Viticulture, Karlštejn, Czechoslovakia)

Frost hardiness in the market varieties of grapevine used for the production of red wines

The results of the analysis of frost hardiness in market varieties of grapevine for the production of red wines (André, Burgundy Blue, Limburger Blue, Portugal Blue, Svätovavrinský) and in one variety included in a group of cultivars (Zweigeltrebe) registered in the List of the CSFR certified varieties are stated in the study. The analysis was carried out in the buds of one year old shoots, cut in the years 1988 to 1990 in the vineyard of the Research Station of Viticulture, Karlštejn, during winter, from the vines grown in high training, in which the method of Gyt's system was applied. In all varieties, the basic frost hardiness was determined after the period of frosty days and the stability of hardiness after a warm winter spell. During determining the basic hardiness, one-year old shoots of each variety hardened in winter in field conditions were exposed to additional hardening for the period of 72 hours at the temperature of -10°C ; afterwards, the varieties were exposed to one of the three graduated frost stresses (-16 , -19 or -22°C) in freezing chambers with the microprocessor regulation of the temperature system, according to the method stated above (Hubáčková, 1988). The basic hardiness was derived from the survived buds exposed to frost stresses, determined according to the proportion of bursted buds on the one-bud cuttings with their basal part immersed in water. The stability of hardiness was determined by exposing the one-year old shoots with buds hardened in the field as well as experimental conditions (as in determining the basic hardiness), for the period of 72 hours to the temperature of 12°C (imitation of a warmer winter spell) and afterwards to frost stresses -16 , -19 or -22°C for the period of 20 hours. The stability of hardiness was derived in the same way as the basic hardiness, from the proportion of bursted buds exposed to frost stresses. It follows from the results obtained that the buds in varieties used for the production of red wines, except the Limburger Blue variety, had almost the same or lower basic hardiness (by 2 to 13 %), i. e. the resistance after hardening in frosty days, than the standard Rhine Riesling variety (Fig. 1). The hardiness in the standard Rhine Riesling variety was evaluated at the same time as the hardiness of all studied varieties and in all the given dates. The basic hardiness in the Blue Limburger variety was almost by 35 % lower in comparison with the Rhine Riesling variety – the reason most likely being that it is a variety with high

high temperature requirements as far as a site is concerned, which are not granted by the climatic conditions of the Bohemian vinegrowing region. After the warmer winter spell a lower hardiness was recorded in all the observed varieties used in the production of red wines than after frosty days and than those recorded in the standard variety (Fig. 1). The hardiness in buds after a warmer winter spell was the lowest in the André variety, compared to the standard variety (lower by 22 %); in the remaining varieties it was lower only by 9 to 11 % (it was not evaluated in Limburger Blue). After the period of a warmer winter spell, in the buds of varieties used for the production of red wines, a significantly higher range of hardiness was recorded on different dates of evaluation (from 6.6 % in the Burgundy Blue variety, to 43.1 in the Portugal Blue, 43.1 % in Zweigeltrebe and 56.3 % in the Svätovavrinské – Table II) than in those recorded in basic hardiness. On an average, the highest resistance to strong frost stresses was recorded after hardening in frosty days and after a period of a warmer winter spell in the variety Portugal Blue and Burgundy Blue, the lowest in the André variety. With view to the fact that there is a fluctuating resistance in the Portugal Blue variety after the period of a warm winter spell, it is possible to consider the Burgundy Blue variety as the best for the production of red wines within the CSFR assortment as far as the frost hardiness is concerned.

Vitis vinifera L.; varieties for the production of red wines; frost hardiness; basic hardiness; stability of hardiness

Opravenka

Prosíme čtenáře, aby si v článku M. Hubáčková, M. Rezl: Hodnotenie postupu lignifikácie letorastov viniča hroznorodého, uverejneném v čísle 2–3/1991, doplnili ve vysvětlivkách k obrázkům 1 až 4:

prázdný sloupec - percentuální podiel lignifikovanej časti letorastov celkovej dĺžky

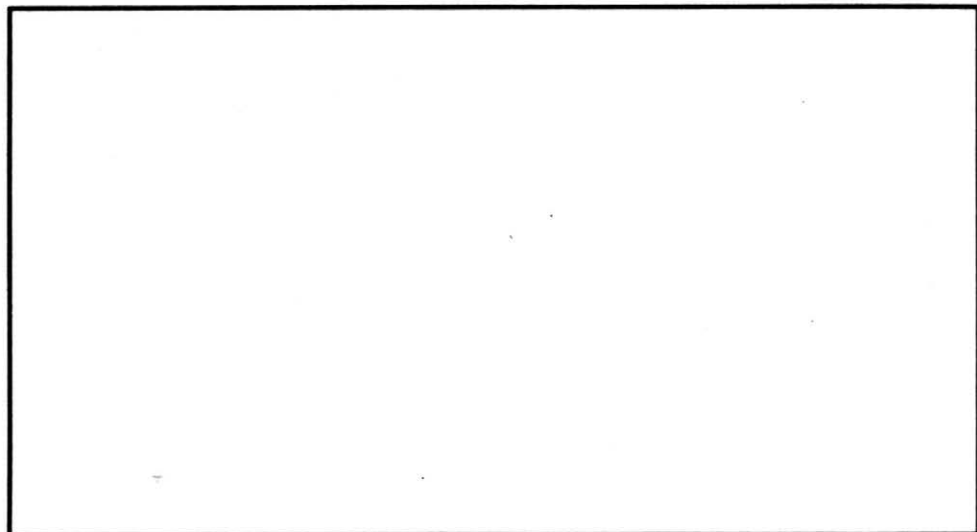
plný sloupec - percentuální podiel lignifikovaných internodií z celkového počtu internodií

CONTENTS

Švec M., Sýkora M., Marčánová I.: Mutagenic effect of ethylenimine at different stages of germinating seeds in barley and wheat	219
Kadlec M., Létal J.: Regression analysis with one and two factors	227
Košner J.: Influencing the phenological phases of wheat after the autumn and spring sowing	243
Dreiseitl A.: A Czechoslovak test-assortment of spring barley cultivars for identifying powdery mildew pathotypes	251
Uhlík J.: Induction of malting barley mutants suitable to fodder and food barley breeding	259
Kusák P.: Characteristics of the F ₁ and F ₂ generations of crossing <i>Faba vulgaris</i> var. <i>major</i> x <i>F. vulgaris</i> , the paucijuga form	269
Rajčanyová M., Šimurková J.: The extent and the degree of the diploid mono- and polygerm autocompatibility of sugar beet of the identical origin	279
Šubová D., Lengyel G.: Cultivation of non-ripe anthers of selected potato species and clones on a diploid and tetraploid level	283
Hubáčková M.: Frost hardiness in the market varieties of grapevine used for the production of red wines	295

SUPPLEMENT

Létal J.: Software for analysis of diallel and factorial mating systems over environments	I
---	---



Rukopis odevzdán k tisku 23. 1. 1992 - Podepsáno k tisku 22.4.1992

Vědecký časopis GENETIKA A ŠLECHTĚNÍ ● Vydává Československá akademie zemědělská
- Ústav vědeckotechnických informací pro zemědělství ● Vychází čtyřikrát ročně ● Redaktorka
RNDr. Marcela Braunová ● Redakce: 120 56 Praha 2, Slezská 7, telefon 25 10 98 ● Sazba f.
PROXIMA, Dlážďená 6, Praha 1, telefon 235 68 81 ● © Ústav vědeckotechnických informací
pro zemědělství, Praha 1991.

Rozšiřuje PNS. Informace o předplatném podá a objednávky přijímá PNS-ÚED Praha, ACT,
Kafkova 19, 160 00 Praha 6.

POSTGRADUÁLNÍ STUDIUM Z OBORU GENETIKY

PŘÍLOHA ČASOPISU GENETIKA A ŠLECHTĚNÍ, 27, 1991, číslo 4

SOFTWARE PRO ANALÝZU DIALELNÍCH A FAKTORIÁLNÍCH SYSTÉMŮ KŘÍŽENÍ VE VÍCE PROSTŘEDÍCH

Jiří LÉTAL

Mendeleum - Ústav genetiky a šlechtění rostlin, 691 44 Lednice na Moravě

Programy DCROSS (Dialelní křížení) a FCROSS (Faktoriální křížení) v článku popisované jsou určeny pro osobní počítače PC XT/AT. Demonstrační datové soubory jsou přidány k programům jako ukázka vytváření vlastní uživatelské báze dat. Kromě toho jsou programy samovysvětlující, tzn. je možné si po stisku určené klávesy (F1) zobrazit informace potřebné k ovládní programu (Létal et al., 1990). Programovacím jazykem byl Turbo Pascal 5.5. Samotná báze dat (BD) představuje datový model určitého úseku reality; je tedy nutné vytypovat objekty zájmu, vztahy mezi nimi, a ty charakteristiky jednotlivých objektů, které budou uchovány ve formě operačních dat. Pro instituci, zabývající se šlechtěním a křížením zemědělských plodin, budou objekty zájmu zřejmě odrůdy, popř. hybridy spolu s metrickými znaky, jako např. výnos, výška rostlin, počet semen (plodů) proměřovanými v určitém prostředí, nebo s charakteristikami jako je poléhavost, náchylnost k houbovým chorobám apod.

Na osobních počítačích jsou nejrozšířenější relační databázové systémy (DBASE, FoxBASE) spolu s tabulkovými procesory (SUPERCALC, LOTUS, QUATTRO). Je důležité, že většina komerčních statistických programových produktů je vyvíjena tak, aby mohla buď přímo, nebo nepřímo prostřednictvím konverzí zpracovávat databázové soubory (extenze DBF). Soubory, vytvořené tabulkovými procesory (extenze WKS, WK1, WKQ) jsou na formát databázových souborů vesměs konvertovatelné. Celkové schéma programového prostředí a datových vazeb je uvedeno na obr. 1.

Aplikační programy byly vyvíjeny tak, aby bylo možné přímo zpracovávat databázové soubory. Data z polních pokusů jsou zpracována pod systémem FoxBASE, přičemž pro hodnocení systému křížení se vychází z následujícího obecného schématu:

Faktory			Znaky
Prostředí	Opakování	Genotypy	X Y Z
		1. 2. 3.	

Příkladem může být pro faktoriální systém křížení dvou nepříbuzných skupin genotypů výpis prvního opakování (bloku) v daném prostředí (roce) při pěti mateřských a pěti otcovských liniích kukurice (tab.I):

Systém komunikace je dialogový s tím, že potřebné vstupní informace (název datového souboru, označení faktorů prostředí, hybridních kombinací a specifikace znaků) stačí zadat pouze jednou a celý výpočet pak probíhá automaticky.

I. Výpis prvního opakování v daném prostředí při pěti mateřských a pěti otcovských liniích kukuřice

ROK	BLOK	MATER	PATER	VÝNOS	VÝŠKA	NASAZ
86	1	A495N	CM25	81.4	202	85
86	1	A495N	KOCL2	91.4	195	64
86	1	A495N	LD126	106.5	200	68
86	1	A495N	LN12	97.5	225	80
86	1	A495N	M24	98.9	205	67
86	1	CM155	CM25	82.6	176	40
86	1	CM155	KOCL2	80.2	186	66
86	1	CM155	LD126	100.3	210	80
86	1	CM155	LN12	91.0	215	67
86	1	CM155	M24	109.9	185	63
86	1	F182	CM25	96.5	207	60
86	1	F182	KOCL2	95.9	205	40
86	1	F182	LD126	94.5	210	62
86	1	F182	LN12	105.3	215	65
86	1	F182	M24	127.2	195	66
86	1	LC107	CM25	61.9	180	56
86	1	LC107	KOCL2	91.7	170	54
86	1	LC107	LD126	118.0	190	65
86	1	LC107	LN12	93.6	210	75
86	1	LC107	M24	97.6	195	70
86	1	LD130	CM25	85.7	205	59
86	1	LD130	KOCL2	79.0	185	60
86	1	LD130	LD126	67.2	155	63
86	1	LD130	LN12	69.0	208	73
86	1	LD130	M24	92.0	195	64

Programy jsou k dispozici na vyžádání jako shareware.

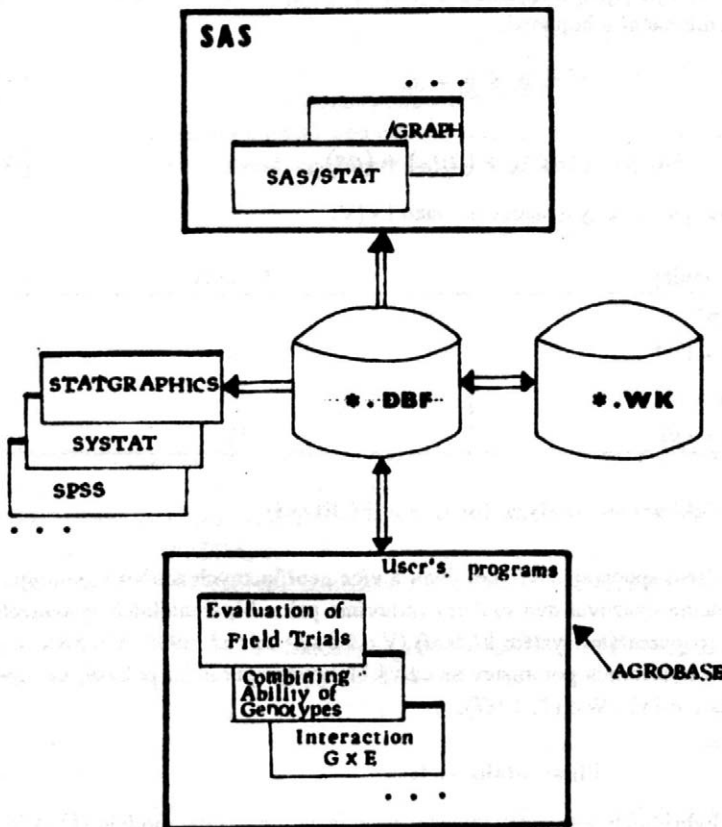
Systémy křížení genotypů

Jedním ze základních postupů ve šlechtění rostlin je křížení perspektivních genotypů. Náhodná křížení, i když vycházejí z ověřeného původu (pedigree) výchozích linií, však neposkytují informace o vzájemné kombinovatelnosti genotypů. K tomu slouží systémy křížení, především dialelní a faktoriální systémy křížení, podle toho, zda jde o vzájemné křížení v rámci jednoho nebo dvou a více souborů genotypů (Vožda et al., 1985).

Získaná data (obvykle průměrné hodnoty z pokusných členů) se většinou zapisují pro vybraný znak x ve formě maticových tabulek:

			Otcovské genotypy									
			1	2	.	.	.	j	.	.	.	p
M a t e ř s k é	g	1	x ₁₁	x ₁₂	.	.	.	x _{1j}	.	.	.	x _{1p}
		2	x ₂₁	x ₂₂	.	.	.	x _{2j}	.	.	.	x _{2p}
	e	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
		n	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
	o	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
		i	x _{i1}	x _{i2}	.	.	.	x _{ij}	.	.	.	x _{ip}
	y	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
		p	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
é	y	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
		m	x _{m1}	x _{m2}	.	.	.	x _{mj}	.	.	.	x _{mp}

Příklad reprezentace takových tabulek v bázi dat v počítači pro více znaků současně lze vidět na příkladu uvedeném v předchozích odstavcích.



1. Schéma softwarového prostředí programů pro výpočet kombinačních schopností genotypů – Diagram of software environment of programs for computing combining abilities of genotypes

Dialelní analýza (program DCROSS)

Pod dialelním křížením rozumíme křížení rodičovských genotypů ve všech možných kombinacích v rámci jednoho souboru p genotypů. Může jít jak o úplnou dialelní tabulku p^2 , popř. $p(p+1)/2$ kombinací (bez recipročných kombinací nebo s nimi) nebo o neúplnou tabulku $p(p-1)$, popř. $p(p-1)/2$ bez rodičovských genotypů (Hayman, 1954; Griffing, 1956).

Programy pro dialelní analýzu zahrnují:

- Grafickou Haymanovu analýzu s uvedením genetických parametrů v rámci aditivně-dominantního modelu (pro úplnou tabulku p^2 , popř. $p(p+1)/2$ bez recipročných kombinací).
- Numerickou Haymanovu analýzu pomocí reparametrizované analýzy rozptylu v rámci aditivně-dominantního modelu (pro úplnou tabulku p^2 , popř. $p(p+1)/2$ bez recipročných kombinací).
- Výpočet efektů kombinačních schopností genotypů podle Griffinga z lineárního modelu

$$Y_{ij} = \mu + b_i + c_{ij} + e_{ij} \quad [1]$$

pro hodnocení blokového pokusu v jednom prostředí popř.

$$Y_{ijkl} = \mu + a_k + b_{kl} + c_{ij} + (ac)_{ijk} + e_{ijkl} \quad [2]$$

pro hodnocení ve více vnějších prostředích (pokus provedený jako poloviční série).

Genotypové hodnoty c_{ij} a jejich interakce s prostředím $(ac)_{ijk}$ se dále rozkládají na efekty obecné a specifické kombinační schopnosti:

$$c_{ij} = g_i + g_j + s_{ij} \quad [3]$$

$$(ac)_{ijk} = (ag)_{ik} + (ag)_{jk} + (as)_{ijk} \quad [4]$$

Podle typu tabulky jsou tyto metody označovány jako I - IV:

Typ tabulky	Metoda
p^2	I
$p(p+1)/2$	II
$p(p-1)$	III
$p(p-1)/2$	IV

Faktoriální analýza (program FCROSS)

Faktoriální systémy křížení spočívají v křížení dvou a více nepříbuzných souborů genotypů. Z praktického hlediska budeme uvažovat dva soubory (mluvíme pak o biparentálních systémech křížení), popř. soubory tří (triparentální systém křížení) (Vožda, Létal, 1988; Vožda et al., 1990). Pro hodnocení hybridních potomstev se užívá blokové uspořádání pokusů, nejlépe v několika prostředích (místa, roky) (Wolf, 1987).

Biparentální systém

Tento systém analýzy hybridních potomstev vychází ze stejného lineárního modelu [1] až [4] jako v případě dialelní analýzy. Z těchto modelových vztahů vychází základní analýza rozptylu

pokusných dat pro hodnocení průkaznosti rozdílů mezi potomky kříženců mateřských a otcovských genotypů. Následuje výpočet efektů kombinačních schopností.

Triparentální systém

Algoritmus analýzy tohoto systému vychází v případě blokového pokusu z modelu (Vožda, Létal, 1988; Wolf, 1988):

$$Y_{i(jk)m} = \mu + b_m + c_{i(jk)} + e_{ijkm}$$

a v případě polovičních pokusných sérií z modelu

$$Y_{i(jk)lm} = \mu + a_l + b_{lm} + c_{i(jk)} + (ac)_{i(jk)l} + e_{ijk lm}$$

- kde: $i(jk)$ – index hybridní kombinace i -tého parentálního genotypu jako rodiče a j -tého a k -tého genotypu jako prarodiče
- $Y_{i(jk)m}, Y_{i(jk)lm}$ – fenotypová hodnota znaku v $i(jk)$ -té kombinaci m -tého bloku (v l -tém prostředí)
- μ – celkový průměr populace
- a_l – efekt l -tého prostředí
- b_m, b_{lm} – efekt m -tého bloku (v l -tém prostředí)
- $c_{i(jk)}$ – genetický efekt $i(jk)$ -té kombinace
- $(ac)_{i(jk)l}$ – efekt interakce $i(jk)$ -kombinace s l -tým prostředím
- $e_{ijk lm}$ – náhodná pokusná chyba

Na základě těchto modelů jsou odhadovány efekty kombinačních schopností $g_i, g_j, g_k, s_{ij}, s_{jk}, s_{ik}, s_{ijk}$ popř. jejich interakce s prostředím z následujících rozkladů:

$$c_{i(jk)} = g_i + g_j + g_k + s_{i(jk)}$$

nebo

$$c_{i(jk)} = g_i + g_j + g_k + s_{ij} + s_{ik} + s_{jk} + s_{ijk}$$

Literatura

- GRIFFING, B.: Concept of general and specific combining ability in relation to diallel crossing systems. Austral. J. biol. Sci., 9, 1956, s. 463–493.
- HAYMAN, B. I.: Analysis of diallel crosses. I. Genetics, 39, 1954, s. 789–809.
- LÉTAL, J. – VOŽDA, J. – KADLEC, M.: Tvorba knihovny programů osobních počítačů pro sériové hodnocení ideotypu zemědělských plodin. [Závěrečná zpráva.] Lednice na Moravě, Mendeleum 1990, 34 s.
- VOŽDA, J. – LÉTAL, J.: Model a algoritmus analýzy trifaktoriálního systému křížení genotypů. In: IVrd Inter.Symp. VŠZ Brno, Lednice na Moravě, 1988, s. 30–45.
- VOŽDA, J. – KADLEC, M. – KUBECOVÁ, B. – VOŽDOVÁ, G. – WOLF, J.: Modely a metody dialelní analýzy kvantitativních znaků rostlin. [Závěrečná zpráva.] Lednice na Moravě, Mendeleum 1985, 55 s.
- VOŽDA, J. – KUBECOVÁ, B. – LÉTAL, J.: Biometricko-genetické modely a metody ve šlechtění ideotypů odrůd zemědělských plodin. [Závěrečná zpráva.] Lednice na Moravě, Mendeleum 1990, 65 s.

WOLF, J.: Statistical analysis of factorial diallel design over environments. *Biom. J.*, 29, 1987, s. 579-588.

WOLF, J.: Analysis of factorial diallel matings. In: *IVrd Inter.Symp. VŠZ Brno, Lednice na Moravě*, 1988, s. 45-52.

J. Létal (Mendeleum - Institute of Genetics and Plant Breeding, Lednice na Moravě, Czechoslovakia)

Software for analysis of diallel and factorial mating systems over environments

Programs for personal computers PC XT/AT evaluating diallel and factorial crossing systems in more localities or years are described. It is possible to make the graphical and numerical analysis of full-diallel or half-diallel cross. The effects of combining ability are evaluated for all types of cross-data tables including effects of environment interaction. The programs use data files created in dBase III+ or compatible and provide a support for that purpose; they are available as shareware.

diallel and factorial mating systems; Hayman's and Griffing's analysis; software for breeding