

VĚDECKÝ ČASOPIS



SBORNÍK ÚVTIZ

Genetika a šlechtění

12 R.

X

2

ROČNÍK 18 (LV)
PRAHA
DUBEN 1982
CENA 10 Kčs
CS ISSN 0036-5378

ČESKOSLOVENSKÁ AKADEMIE ZEMĚDĚLSKÁ
ÚSTAV VĚDECKOTECHNICKÝCH INFORMACÍ
PRO ZEMĚDĚLSTVÍ

GENETIKA A ŠLECHTĚNÍ

Redakční rada: Prof. ing. Anton Kováčik, DrSc. (předseda), doc. ing. Ivan Andonov, CSc., dr. ing. Stanislav Benc, ing. Andrej Dobiáš, CSc., RNDr. Bohumír Kábrt, CSc., ing. Vladimír Martinek, CSc., ing. Jaroslav Našinec, CSc., RNDr. Božena Nedbálková, CSc., ing. Albín Piovarčí, CSc., ing. Dorota Pospíšilová, CSc., doc. dr. ing. Jan Rod, DrSc., ing. Jaroslav Tupý, CSc., ing. Vlastimil Velikovský, CSc., doc. ing. Josef Vlk, ing. Josef Zadina, CSc.

Za vedení časopisu odpovídá doc. ing. Vít Bojňanský, DrSc.

Redaktorka RNDr. Marcela Braunová

© Ústav vědeckotechnických informací pro zemědělství, Praha 1982

■
Vědecký časopis Sborník ÚVTIZ uveřejňuje studie, rozboru a vědecká pojednání o vyřešených úkolech výzkumu v oboru ochrany rostlin, genetiky a šlechtění, meliorací, sociologie zemědělství a zahradnictví. Práce s tematikou genetiky a šlechtění vycházejí ve 4 číslech ročně označených SBORNÍK ÚVTIZ — GENETIKA A ŠLECHTĚNÍ. Vydává Československá akademie zemědělská — Ústav vědeckotechnických informací pro zemědělství. Redakce: 120 56 Praha 2, Slezská 7, telefon 257541-9. Cena výtisku 10,— Kčs.

■
Научный журнал Sborník ÚVTIZ публикует обзоры, анализы и научные статьи о решенных заданиях по научному исследованию в области защиты растений, генетики и селекции, мелiorации, социологии сельского хозяйства и огородничества. Работы по тематике генетики и селекции выходят в 4 номерах в год, обозначенных Sborník ÚVTIZ — GENETIKA A ŠLECHTĚNÍ. Издает Чехословацкая сельскохозяйственная академия — Институт научно-технической информации по сельскому хозяйству. Редакция: 120 56 Прага 2, Слезска 7. Цена номера 10 крон.

■
The scientific journal Sborník ÚVTIZ publishes monthly studies, analyses and scientific treatises about solved research tasks in the spheres of plant protection, genetics and breeding, amelioration, sociology of agriculture and gardening. Papers dealing with the problems of genetics and breeding appear in 4 issues a year with the title SBORNÍK ÚVTIZ — GENETIKA A ŠLECHTĚNÍ. Published by the Czechoslovak Academy of Agriculture — the Institute for Scientific and Technical Information for Agriculture. Editorial office: 120 56 Praha 2, Slezská 7, phone 257541-9. Price of one copy 10,— Kčs.

■
Die wissenschaftliche Zeitschrift Sborník ÚVTIZ veröffentlicht monatlich Studien, Analysen und wissenschaftliche Abhandlungen über die gelösten Aufgaben auf dem Gebiete des Pflanzenschutzes, der Genetik und Züchtung, Meliorationen, Soziologie der Landwirtschaft und Gartenbaus. Arbeiten mit der Thematik Genetik und Züchtung werden viermal jährlich unter dem Titel SBORNÍK ÚVTIZ — GENETIKA A ŠLECHTĚNÍ veröffentlicht. Herausgegeben von der Tschechoslowakischen landwirtschaftlichen Akademie — Institut für wissenschaftlich-technische Information der Landwirtschaft. Redaktion: 120 56 Praha 2, Slezská 7, Fernruf 257541-9. Preis eines Exemplars 10,— Kčs.

J. Graman

GRAMAN, J. (Vysoká škola zemědělská, České Budějovice): *Průběh dozrávání pylu bobu obecného (Vicia faba)*. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 81-85.

V práci jsou popsány výsledky sledování průběhu dozrávání pylu v závislosti na vývojové fázi květu. Bylo určeno šest vývojových květních fází podle vlastní klasifikační stupnice. Nejvyšší klíčivost, energie klíčení i nejvyšší životnost pylu byla v páté květní fázi a navrhuje se využívat tuto fázi ke zjišťování kvality pylu. Optimální koncentrace sacharózy v agarózelatinovém médiu pro stanovení klíčivosti a energie klíčení pylu byla 13,5—18,0 g sacharózy.

bob obecný; květní vývojové fáze; kvalita pylu; koncentrace sacharózy

Základním předpokladem pro úspěšnou embryogenezi a v konečné fázi pro tvorbu semen, při vyloučení ostatních limitujících faktorů, je dostatek kvalitního pylu. Z tohoto hlediska má kvalitní pyl význam hlavně ve šlechtění a v semenářství.

O vývinu pylu u bobu obecného, jeho kvalitě i kvantitě jsou v literatuře jen sporadické údaje, což dokazuje, že těmto otázkám byla věnována dosud malá pozornost. Základy prašníků v podobě prašниковých hrbolek ve dvou kruzích jsou patrné již v pokročilejší V. etapě organogeneze vzrostného vrcholu (Graman, 1969). Podle Ržanové (1961) začíná mikrosporogeneze v VI. etapě, v VII. etapě se vytváří dvojjaderná pylová zrna a prašníky nabývají běložlutého zabarvení. Pyl postupně dozrává, zpočátku je jakoby lepkavý, vlhký, tvořící chuchvalečky, později v době uvolnění z prašníků je sypký, kyprý. V této době je poupě těsně před rozkvetem.

Vývin pylu u bobu v souvislosti s velikostí poupěte studovaly Voluzněva (1967) a Ivaškina (1968). Velikost pylových zrn a jejich morfologickou charakteristiku uvádí Fruwirth (1921) a Munzar (1927). Nedostatek poznatků byl určující pro vytýčení cílů při studiu procesu dozrávání pylu a jeho kvality. Svým způsobem tato práce navazuje na některé předchozí výsledky autora (Graman, 1969).

MATERIÁL A METODY

Ke studiu jsme použili domácí odrůdu 'Chlumecký' pěstovanou ve skleníkových a v polních podmínkách v letech 1977 a 1978.

K průzkumu kvality pylu bobu bylo nutné zjistit nejvhodnější květní fázi a optimální koncentraci sacharózy. Vycházeli jsme z toho, že pyl postupně dozrává tak, jak se poupě vyvíjí v květ. Optimální květní fázi jsme určili podle nejvyšší klíčivosti a životnosti pylu.

Klíčivost a energii klíčení pylu jsme zjišťovali metodou kultivace na agarózelatinové půdě (1,5 g agaru, 15 g sacharózy, 2 g želatiny na 100 ml destilované vody), kterou jsme po rozvaření nanášeli v tenké vrstvičce na podložní skla. Pyl na mě-

dium jsme nanášeli vlasovým štětečkem. Klíčivost pylu jsme zjišťovali po 24hodinové kultivaci (sklíčka byla umístěna v Petriho miskách o průměru 15 cm, na jejichž dnu byl navlhčený filtrační papír, v termostatu při 25 °C). Energii klíčení jsme určovali v 15minutových intervalech do celkového času 90 minut. Životnost pylových zrn jsme zjišťovali dvěma metodami vitálního barvení; acetokarmínem (ACET) a 1% roztokem tetrazolia (TTC) s tří až čtyřminutovým osvětlením UV světlem. Klíčivost, energii klíčení a životnost pylu jsme vyjádřili podílem vyklíčených nebo vitálních (zbarvených) pylových zrn z celkového počtu zjištěného v pěti zorných polích u pěti (event. u tří) preparátů.

Optimální koncentraci sacharózy jsme stanovili podle klíčivosti pylu po 120 minutách a 24 hodinách ve dvou opakováních u šesti koncentrací sacharózy od 4,5 do 27 g.



1. Vývojové fáze květu bobu — Developmental stages of horse beans flowers

VÝSLEDKY A DISKUSE

Celé období vývinu květu bobu, tj. od zeleného poupěte do plného rozkvětu, bylo rozděleno podle vnějších, dobře rozlišitelných morfolo-
gických znaků do šesti vývojových květních fází (obr. 1):

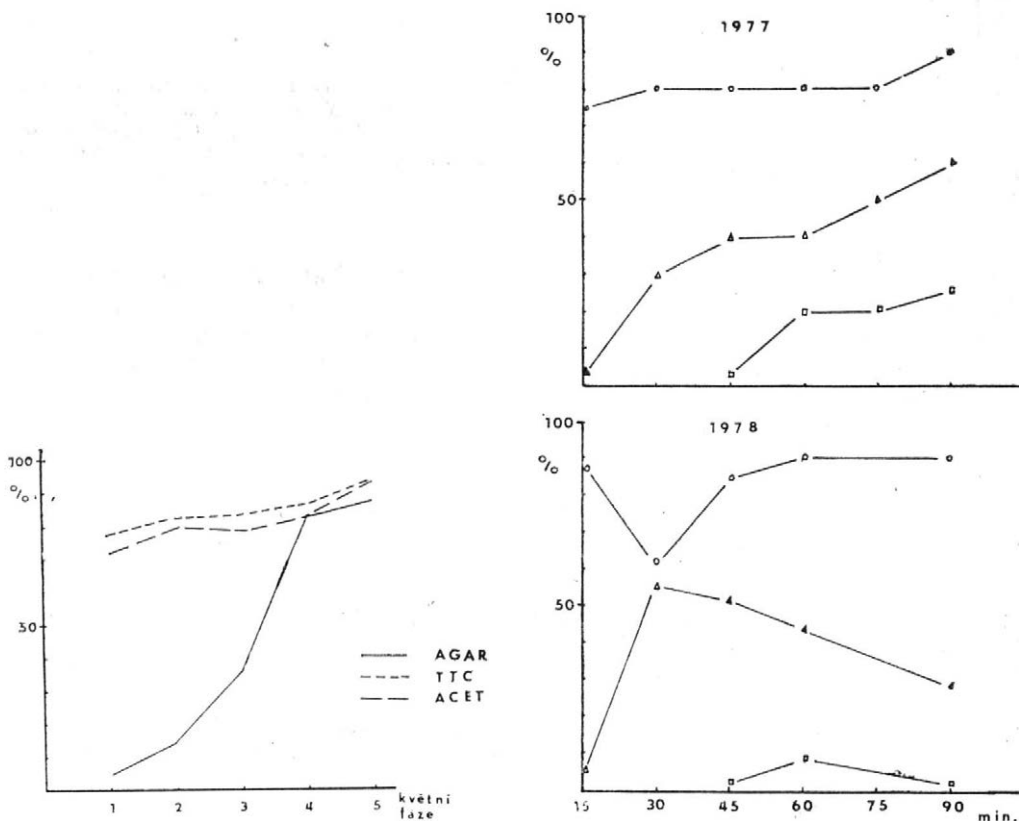
1. fáze : zelené poupě — korunní plátky skryté v kalichu, vytvořené základy prašníků
2. fáze : poupě do 1,5 cm celkové délky, světle zelené. Objevuje se špička korunních plátků, které svou délkou nepřesahují délku ušť kalicha. Prašníky vytvořené, pyl vodnatý
3. fáze : poupě dlouhé do 2 cm, korunní plátky stejně dlouhé jako kalich, bíle zbarvené, prašníky vyvinuté, pyl vytvořený
4. fáze : poupě dlouhé více než 2 cm, korunní plátky bílé, dobře znatelná složená pavéza, prosvítá tmavá skvrna na křídlech, delší než kalich. Prašníky zcela vyvinuté, pyl mokrá, lepkavý
5. fáze : poupě dlouhé téměř 3 cm, zcela vyvinuté korunní plátky, dosud složené, dobře znatelná tmavá skvrna na křídlech, která prosvítá složenou pavézou. Poupě je těsně před rozkvetením. Pyl lze snadno uvolnit nebo již je uvolněný z prašníků, sypký
6. fáze : plně rozvetlý květ. U rostlin ze skleníků byl v této fázi pyl vysypaný z prašníků, ale uchycený ve špičce člunku, zatímco u volně pěstovaných rostlin byly květy bez pylu

Z výsledků sledování klíčivosti, energie klíčení a životnosti pylu (obr. 2) vyplývá, že v 5. vývojové květní fázi byla klíčivost nejvyšší a dosahovala 87,8 %, rovněž nejvyšší byla životnost pylu — dosahovala 92 až 93 %. Klíčivost a energie klíčení v závislosti na stupni vývinu květu měla vzestupnou tendenci. Jak ukazují výsledky (obr. 3) byl pyl částečně klíčivý již ve 3. květní fázi. Nejvyšší energie klíčení (v r. 1977 po 15 minutách 75 % a v roce 1978 až 88 %) byla u 5. květní vývojové fáze.

Uvedené výsledky zpřesňují dřívější poznatek, který uvádí Graman (1969), že pyl dozrává během VII. a VIII. etapy organogeneze.

V raných květních fázích, kdy se pyl postupně vyvíjel a nabýval schopnosti klíčení, vykazovaly zkoušky vitálního barvení poměrně vysokou životnost pylových zrn, zatímco klíčivost byla nízká. Projevila se tu jistá neshoda mezi klíčivostí a životností pylových zrn. Naopak největší shoda mezi klíčivostí a životností pylu byla u 5. květní vývojové fáze (obr. 2). Přesto byla klíčivost o 4,2 — 5,2 % nižší než zjištěná životnost.

Na základě nejvyšší klíčivosti, energie klíčení i nejvyšší životnosti pylu v 5. květní fázi a na základě nejvyšší shody mezi klíčivostí a život-



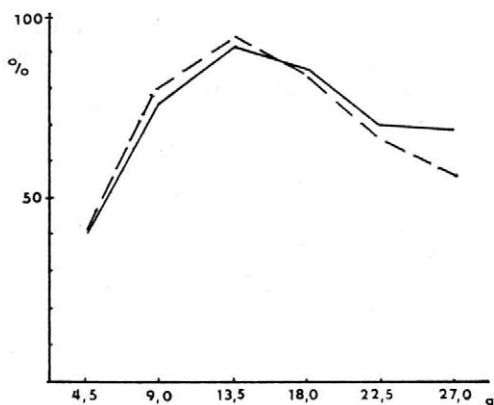
2. Klíčivost a životnost pylu v květních vývojových fázích — Pollen germination ability and viability in the flower developmental stages

3. Energie klíčení pylu ve třetí (—□—), čtvrté (—Δ—) a páté (—○—) květní vývojové fázi — Germination ability of pollen in the third (—□—), fourth (—Δ—) and fifth (—○—) flower developmental stages

ností pylu v této fázi, navrhuje využívat ke zjišťování kvality pylu výhradně 5. květní fázi.

Uvedené výsledky souhlasí s poznatkem, který uvádí Voluzněva (1967), že nejaktivnější pyl u bobu je ve fázi plně vyvinutého poupěte, což odpovídá naší 5. fázi.

Výsledky z průzkumu optimální koncentrace sacharózy pro agarózelatinové médium pro zkoušení klíčivosti a energie klíčení pylu jsou uvedeny na obr. 4. Z výsledků vyplývá, že nejvyšší klíčivost byla při koncentraci 13,5 až 18 g sacharózy. Pro přípravu agarózelatinové půdy bylo použito střední koncentrace, tj. 15 g sacharózy.



4. Klíčivost pylu za 120 minut (—) a za 24 hodin (---) při různé koncentraci sacharózy — Pollen germination during 120 min. (—) and 24 hrs (---) at different saccharose concentrations

Podle Pazourkové a Pazourka (1960) může koncentrace sacharózy kolísat od 1 do 45 % podle druhu plodiny. Kostriková (1955) doporučuje pro bob 25 % sacharózy, Rowlands (1955) sledoval klíčivost pylu při 15% koncentraci sacharózy.

Literatura

- FRUWIRTH, C.: Handbuch des Hülsenfruchtesbaues. Berlin, 1921.
- GRAMAN, J.: Tvorba generativních orgánů u bobu obecného (*Faba vulg.* Moench.) v rozdílných ekologických podmínkách. [Kandidátská disertace.] Praha 1969. — Vys. šk. zemědělská.
- KOSTRIKOVÁ, V. N.: Embriologičeskoe isledovanie *Vicia faba* L. Bjull. Mosk. Obšč. Izpyt. Prir. Otd. biol., 60, 1955, s. 99-106.
- MUNZAR, J.: Luskoviny. Praha, 1927.
- IVAŠKINA, L. A.: Biologija cvetenija i opylenia *Vicia faba* v uslovjach leningr. oblasti. Uč. zapisky Permskovo bot. občestva SSR, 64, 1968, s. 162-165.
- PAZOURKOVÁ, Z. — PAZOUŘEK, J.: Rychlé metody botanické mikrotechniky. Praha, 1960.
- ROWLANDS, D. G.: The problem of yield in field beans. Agric. Progr., 30, 1955, č. 2, s. 137-147.
- RŽANOVA, E. I.: Někotoryje zakonomernosti morfologičeskoi izmenčivosti v ontogenezi rastenij. In: Morfogenéz rastenij I. Moskva, 1961.
- VOLUZNEVA, T. A.: Biologija cvetenia i plodoobrazovanija bobov (*Faba vulg.* Moench.). [Autoreferát disert. rab.] Leningrad, 1967.

Došlo dne 24. 1. 1981

ГРАМАН, И. (Сельскохозяйственный институт, Ческе Будейовице): *Ход дозревания пыльцы бобов обыкновенных (Vicia faba)*. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Slecht., 18, 1982 (2) : 81-85.

В данной статье описаны результаты изучения хода дозревания пыльцы в зависимости от фазы развития цветка. Было установлено шесть цветочных фаз развития согласно собственной классификационной шкале. Самая высокая прорастаемость, энергия прорастания и самая высокая жизнеспособность пыльцы были установлены в пятой цветочной фазе, в результате чего полезно эту фазу использовать для определения качества пыльцы. Оптимальная концентрация сахарозы в агар-желатинной среде для определения прорастаемости и энергии прорастания пыльцы равнялась 13,5—18,0 г сахарозы.

бобы обыкновенные; цветочная фаза развития; качество пыльцы; концентрация сахарозы

GRAMAN, J. (University of Agriculture, České Budějovice): *The Course of Pollen Ripening in Horse Bean (Vicia faba)*. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Slecht., 18, 1982 (2) : 81-85.

Experimental results of the course of pollen ripening in dependence on the flower developmental stage are described. According to our own classification scale, six flower developmental stages were determined. The highest germination ability, germination energy and pollen viability were observed in the fifth flower stage and it is proposed this stage to be employed for the pollen quality determination. The optimum saccharose concentration in agar-gelatine medium for determination of germination ability and germination energy of pollen was 13.5—18.0 g.

horse bean; flower developmental stages; pollen quality; saccharose concentration

GRAMAN, J. (Landwirtschaftliche Hochschule, České Budějovice): *Verlauf des Pollenreifens der Ackerbohne (Vicia faba)*. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Slecht., 18, 1982 (2) : 81-85.

In der Arbeit werden Ergebnisse der Beobachtungen des Verlaufes des Pollenreifens in Abhängigkeit von der Entwicklungsphase der Blüte beschrieben. Es wurden sechs Entwicklungsblütenphasen nach eigener Klassifikationskala bestimmt. Die höchste Keimfähigkeit, ferner Keimenergie und Lebensfähigkeit des Pollens wurden in der fünften Blütenphase beobachtet und es wird daher empfohlen, diese Phase für Feststellungen der Pollenqualität zu benutzen. Für die Bestimmung der Keimfähigkeit und Keimenergie des Pollens belief sich die optimale Saccharosekonzentration im Agarogelatinemedium auf 13,5—18,0 g Saccharose.

Ackerbohne; Entwicklungsblütenphase; Pollenqualität; Saccharosekonzentration

Adresa autora:

Doc. ing. Josef Graman, CSc., Vysoká škola zemědělská Praha, fakulta provozně ekonomická, 370 05 České Budějovice

PROFESOR JOZEF BOHÁČ, CSc., ŠESTĎESIATROČNÝ

Na sklonku roku 1981 sa prof. Jozef Boháč, CSc., náš popredný predstaviteľ vedy o šľachtení rastlín, dožil okrúhleho životného jubilea — šesťdesiatych rokov. Začal ako praktický šľachtiteľ hneď po skončení vysokej školy v roku 1947. Svoju pozornosť orientoval na teplomilné druhy rastlín na južnom Slovensku, predovšetkým na koreninovú papriku. Vytvoril tri uznané odrody koreninovej papriky.

V roku 1952 prešiel ako odborný asistent na novozriadenú Vysokú školu poľnohospodársku v Nitre, kde založil novú disciplínu zošľachťovanie rastlín, ktorej sa stal v roku 1958 docentom a v roku 1967 profesorom. Zaslúžil sa o vytvorenie podmienok pre rozvoj tejto disciplíny budovaním samostatnej katedry genetiky a šľachtenia, ktorej bol dlhoročným vedúcim, vybúvaním šľachtiteľskej stanice pri tejto katedre ako aj jej experimentálnej základne.

Na fakulte zastával popredné akademické funkcie a bol jedným z vedúcich predstaviteľov Slovenskej poľnohospodárskej akadémie. Ako predseda rastlinného odboru sa podieľal, a ako člen vedeckých rád sa doteraz podieľal na budovaní vedeckovýskumnej základne a na vypracovávaní koncepcií výskumných a šľachtiteľských pracovísk, orientujúc sa na moderné a perspektívne vývojové smery. Zaslúžil sa o vypracovanie dlhodobých šľachtiteľských programov a perspektívnych ideotypov.

Vo vedeckej práci bola a je jeho hlavnou záujmovou oblasťou problematika výskumu šľachtiteľských metód, a to na modelovom objekte — ozimnej pšenici. V tomto smere odovzdal mnohé poznatky obohacujúce šľachtiteľskú prax o nové prístupy, ktoré ukončil vypracovaním viacerých záverečných správ. Je autorom mnohých vedeckých a odborných prác, prednášok a referátov. Poukážme len na jeho metódu postupných zberov, metódu výpočtu koeficientu hospodárskej skorosti, metódu výpočtu koeficientu produktivnosti, zonálnej analýzy a ďalšie. Tieto metódy dopĺňujú jeho návrhy a metodicko-technické postupy, ako aj návrhy zariadení (napríklad metóda zisťovania klíčovosti na zvislom lôžku, metóda a zariadenie na hydroponické pestovanie rastlín, zariadenie na individuálnu bonitáciu biologickej hodnoty semena a i.). Výsledkom tejto jeho intenzívnej činnosti je doslova celý register metód, postupov a vynálezov, ktoré šľachtiteľský proces zefektívňujú, racionalizujú a ekonomizujú. Sú nesporným dôkazom jeho uvedomenia si spoločenskej úlohy v zameraní vedeckého výskumu na pomoc praxi. Nemožno nespomenúť, že významným vedľajším produktom jeho práce je hodnotný šľachtiteľský súbor línii a hybridov.

Prof. Boháč je však súčasne učiteľom šľachtenia rastlín. Vychoval veľké množstvo diplomantov a kandidátov vied, ktorí ho dnes dobre reprezentujú na výskumných pracoviskách a šľachtiteľských staniaciach. Pozornosť, ktorú venoval tejto výchovnej práci sa odzrkadlila v napísaní súboru učebníc a skrípt. Pripomeňme, že bol vedúcim kolektívu autorov, z pera ktorého vyšla prvá celoštátna učebnica šľachtenia semenárstva (1967).

Prof. Boháč, CSc., je teda osobnosťou, ktorej život bol plný intenzívnej a cieľavedomej práce v oblasti najušľachtilejšej ľudskej činnosti. Do ďalších rokov mu zo srdca prajeme pevné zdravie a ďalšie úspechy.

Prof. Ján Dubovský, CSc.

KLÍČENIE PEĽU CUKROVEJ REPY NA UMELÝCH PÔDACH

V. Bojňanský, I. Užáková

BOJŇANSKÝ, V. — UŽÁKOVÁ, I. (Ústav experimentálnej fytopatológie a entomológie SAV, Ivanka pri Dunaji): *Klíčenie peľu cukrovej repy na umelých pôdach*. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Slecht., 18, 1982 (2) : 87-92.

Sledovali sme klíčenie peľu cukrovej repy na umelých pôdach v závislosti od počasia v čase odberu a od zloženia substrátu. Optimálne podmienky pre klíčenie peľu cukrovej repy: relatívna vlhkosť vzduchu v čase odberu nad 60 %, teplota vzduchu pod 25 °C, zrážky v posledných piatich dňoch pred odberom 10 až 30 mm, bezvetrie alebo len slabý vietor (pod 1 m za sekundu). Dôležitým faktorom je respirácia peľu podmienená teplom a rýchlosťou vetra. Použitie prenosnej ľadničky pri odbere peľu eliminuje vplyv nepriaznivého počasia na peľ po jeho odbere. Nevyhnutná je hydratácia peľu tesne pred jeho výsevom. Najlepšia klíčivosť sa dosiahla na pôdach s vyššou koncentráciou sacharózy (15 a 25 %).

cukrová repa; klíčenie peľu; vplyv počasia; umelé živné pôdy

Podmienky pre klíčenie peľu na umelých pôdach sa líšia od podmienok klíčenia peľu na blízke vo voľnej prírode. Niektorí autori došli vo svojich pokusoch k záveru, že je neprípustné prenášať výsledky klíčenia peľu na umelých pôdach na prírodné podmienky (Roemer, 1914; Knowlton, 1922 a ďalší, citovaní v práci Golubinskij, 1974). Golubinskij vidí význam metódy nakličovania peľu na umelých pôdach v rýchlom určení životaschopnosti peľu, v získaní údajov o optimálnych podmienkach a považuje túto metódu za vítanú pomoc pri hybridizácii.

Pri nakličovaní peľu cukrovej repy na umelých pôdach sme vychádzali z práce Jassem (1961) a Lichte (1957). Jassem uvádza zloženie umelej pôdy, Lichte pojednáva o výsledkoch klíčenia konzervovaného peľu rôznych druhov rastlín.

MATERIÁL A METÓDY

Na poli sme peľ odoberali do širokohrdých liekoviek. Zníženie respirácie odoberateľného peľu sme dosiahli tým, že sme ho vložili do prenosnej ľadničky. Od odberu po výsev uplynulo 120 až 150 minút. Pri každom odbere sme priamo na poli zaznamenávali vlhkosť a teplotu vzduchu.

Zloženie použitých umelých pôd:

pôda č. 1: 15 % sacharózy, 0,04 % kyseliny boritej, 1 % agaru, destilovaná voda o pH 5,5,

pôda č. 2: 25 % sacharózy, 0,05 % kyseliny boritej, 1 % agaru, 1 % peptonu, destilovaná voda; pH 5,4 sme získali pridaním kyseliny citrónovej podľa autorov Nagao a Takahashi (1953 — cit. Jassem, 1961).

Okrem toho sme v niektorých prípadoch pracovali s rôznou koncentráciou sacharózy v pôde (5, 10, 15 a 25 %).

Zo stuhnutej pôdy sme vyrezávali krúžky o priemere 1,5 cm. Jeden krúžok sme považovali za jeden preparát. Peľ sme podľa Lichte (1957) nechali pred výsevom 15 minút hydratovať. Ihneď po hydratacii sme jemným štetcom naniesli peľ na agarové krúžky poukladané na podložné sklička a vložili do Petriho misky o priemere 19 cm. Vlhkosť v Petriho miskách sme zabezpečovali navlhčeným filtračným papierom. Peľ sme nakličovali v termostate pri teplote $25 \pm 1^\circ\text{C}$. Správne hydratovaný čerstvý peľ začne klíčiť po 30 minútach. Vyhodnotenie klíčivosti sme robili mikroskopicky, približne po dvoch až troch hodinách. Pri niektorých preparátoch sme si overili narastanie klíčivosti po uvedenom čase. Dĺžku peľových vrečúšok sme merali po 2, 3, 4 a 20 hodinách od výsevu. Dĺžku udávame v μm a vypočítali sme ju zo 60 meraní (z každej vzorky tri preparáty à 20). Percento klíčenia sme vypočítali z počtu klíčiacych a neklíčiacych peľových zŕn (z každej vzorky tri preparáty à 10 zorných polí). Rýchlosť vetra je v tabuľkách udávaná v metroch za sekundu v predchádzajúcom dni odberu a v dni odberu. Pre peľ odobraný v Ivanke pri Dunaji je rýchlosť vetra získaná zo záznamov meteorologickej stanice Ivanka-letisko, pre peľ odobraný vo Veľkých Uľanoch z meteorologickej stanice v Nitre.

VÝSLEDKY A DISKUSIA

Hydratácia peľu cukrovej repy tesne pred výsevom má v našich podmienkach veľký význam. V literatúre sa uvádza, že stav napučania čerstvého peľu je pri väčšine rastlinných druhov vynikajúci. Z našich pokusov vyplýva, že cukrová repa patrí do menšiny rastlinných druhov, pri ktorých čerstvý peľ nemá dobrý stav napučania. Tento sa docielil hydrataciou peľu tesne pred jeho výsevom. Hydratácia peľu nedoniesla pozitívny výsledok vtedy, keď bol peľ odobraný za nepriaznivých klimatických podmienok (sucho a horúco, silný vietor) bez použitia prenosnej ladničky. Peľ uložený po odbere do prenosnej ladničky klíčil dobre aj bez hydratacie, ale aj v tomto prípade sme pri niektorých vzorkách dosiahli vyššie percento klíčivosti s peľom hydratovaným pred výsevom. Pre zistenie vplyvu času hydratacie na klíčenie peľu sme použili peľ z riep kvitnúcich v skleníkových podmienkach (tab. I).

Pri preparátoch na overovanie narastania klíčivosti v závislosti od času hodnotenia po výsev činili priemerné prírastky po druhej a tretej hodine 6 %, ojedinele 10 až 14 %. Klíčenie pokračuje ešte aj po troch hodinách a pre získanie presných údajov treba robiť vyhodnocovanie po štyroch až piatich hodinách od výsevu.

I. Závislosť klíčenia peľu cukrovej repy zo skleníka na umelých pôdach od času hydratacie tesne pred výsevom — The dependence of the germination of the pollen of sugar-beet grown on artificial substrates under glass upon hydration time immediately before sowing

Počet vzoriek	Čas hydratacie v minútach	Počet peľových zŕn		Percento klíčenia
		celkový	z toho klíčiace	
1	—	1478	122	8,25
2	5—7	2682	287	10,70
3	10	3011	405	13,45
6	12—15	6628	2038	30,75

II. Klíčenie peľu z poľných pokusov v závislosti od počasia v čase odberu peľu —
The germination of pollen from field experiments in dependence on weather at
pollen sampling time

Lokalita	rvv (%)	Charakteristika počasia				Počet vzoriek	Počet peľových zŕn		Percento klíčenie
		teplota (°C)	oblačnosť	srážky (mm)	rýchlosť vetra (m/s)		celkový	z toho klíčiace	
Ivanka pri Dunaji	48	26,8	2/10	—	2,3 ⁺ 2,7 ⁺⁺	4 [×]	1826	162	8,87
	48	26,4	8/10	6,7	2,3 ⁺ 2,0 ⁺⁺	7 [×]	3954	624	15,78
	70	25,4	10/10	2,4	1,7 ⁺ 1,4 ⁺⁺	6 [×]	2784	481	17,27
	80	17,5	9/10	1,6	2,0 ⁺ 3,3 ⁺⁺	6 [×]	3321	881	26,52
	70	25,0	5/10	11,2	3,7 ⁺ 2,7 ⁺⁺	8 [×]	4705	1216	25,84
	82	20,5	7/10	4,5	1,0 ⁺ 4,7 ⁺⁺	6 [×]	3140	969	30,85
Velké Úľany	56	22,0	5/10	4,4	2,0 ⁺ 2,3 ⁺⁺	13 [×]	8025	2233	27,81
	67	20,0	8/10	30,9	2,7 ⁺ 0,7 ⁺⁺	10 [×]	5435	2179	40,09

rvv — relatívna vlhkosť vzduchu
⁺ — merané v predchádzajúcom dni odberu
⁺⁺ — merané v dni odberu
[×] — pri odbere nebola použitá prenosná ľadnička
[×] — pri odbere bola použitá prenosná ľadnička

Súvislosť klíčivosti peľu s počasím v čase odberu peľu uvádzame v tab. II. Zrážky uvedené v tabuľke predstavujú súhrn zrážok za päť dní pred odberom peľu. Keďže sa na klíčenie peľu zúčastňuje komplex faktorov, je treba výsledky posudzovať z viacerých aspektov. Vhodné podmienky pre odber peľu zaisťujú tieto činitele: relatívna vlhkosť vzduchu nad 60 %, teplota pod 25 °C (spodnú hranicu nemôžeme udať, lebo v našich pokusoch bola najnižšia teplota 17,5 °C s pomerne dobrým klíčením), oblačnosť 7 až 10/10, zrážky v predchádzajúcich piatich dňoch pred odberom 10 až 30 mm. V dni odberu peľu a v predchádzajúcom dni je dôležité bezvetrie alebo len slabý vietor (pod 1 m/s). Použitie prenosnej ľadničky eliminuje nepriaznivý vplyv počasia na odobratý peľ.

Dĺžka peľových vrecúšok je uvedená v tab. III. O ich dĺžke nerozhoduje len časové rozpätie od výsevu po hodnotenie, ale aj faktory, ktoré rozhodujú o percente klíčivosti.

III. Priemerná dĺžka peľových vrecúšok z poľných pokusov — The average length of pollen sacs in field trials

Počet vzoriek	Dátum odberu	Lokalita	Čas od výsevu po meranie v hodinách	Priemerná dĺžka peľových vrecúšok v μm
8	11. VI. 1979	Ivanka pri Dunaji	20	185,3
4	13. VI. 1979	Ivanka pri Dunaji	20	191,0
6	19. VI. 1980	Ivanka pri Dunaji	3	175,0
4	19. VI. 1980	Ivanka pri Dunaji	20	179,7
7	23. VI. 1980	Ivanka pri Dunaji	2	157,7
2	8. VII. 1980	Ivanka pri Dunaji	4	365,8
4	26. VI. 1980	Veľké Uľany	2	257,6
4	26. VI. 1980	Veľké Uľany	20	307,1

Vplyv zloženia pôd na klíčenie sme skúmali iba u malého počtu vzoriek z riep kvitnúcich v skleníkových podmienkach a uvádzame ho len informatívne v tab. IV.

Optimálna koncentrácia sacharózy nadobúda význam pri zachovaní ostatných podmienok. Upozorňuje na to Lichte (1957) a naše pokusy to potvrdili. V skúmaných koncentráciách 5, 10, 15 a 25 % sacharózy v živnej pôde sme vo väčšine prípadov dosiahli lepšiu klíčivosť u vyšších koncentrácií (15 a 25 %). Niektoré vzorky peľu klíčili lepšie pri nižších koncentráciách sacharózy (5, 10 %). Toto odlišné chovanie sa peľu k substrátu je pravdepodobne podmienené nerovnomerným vývinom semenáčiek a kvietkov na tej istej rastline. Pridanie kyseliny boritej do umelých pôd malo v našich pokusoch pri každej vzorke pozitívny vplyv na klíčenie peľu.

IV. Vplyv koncentrácie sacharózy, resp. zloženia pôdy na klíčenie peľu cukrovej repy — The effect of sucrose concentration and substrate composition on the germination of sugar-beet pollen

Číslo repy	Počet odberov	Počet peľových zrn		Percento klíčenia	
		pôda č. 1 celkom / klíčiace	pôda č. 2 celkom / klíčiace	pôda č. 1	pôda č. 2
1	1	521/191	470/262	36,66	55,74
	2	630/133	547/201	21,11	36,75
	3	505/104	540/199	20,59	36,85
2	4	494/138	489/231	27,93	47,24
	5	680/87	709/174	12,79	24,54
3	6	540/176	503/142	32,59	28,23
Spolu		3370/829	3258/1209	24,60	31,11

Z našich pokusov vyplynulo, že ďalší veľmi dôležitý faktor je respirácia odobratého peľu. Respirácia je jedným zo základných fyziologických procesov živej bunky vôbec (Erdelský, Frič, 1979; Betina et al., 1975). Pri nej sa spotrebúvajú organické látky, najmä glycidy. Teplota a vietor respiráciu zvyšujú. Samotné klíčenie je proces spojený s intenzívnym dýchaním. Pri vyššej teplote a pri silnejšom vetre spotreba organických látok ešte stúpa. Tým sa dá vysvetliť, že peľ odobraný za relatívnej vlhkosti vzduchu pod 60 %, za suchého slnečného počasia, pri teplote nad 25 °C, klíči slabšie aj po hydratácii než peľ odobraný za relatívnej vlhkosti vzduchu nad 60 % a za ostatných už vyššie spomenutých optimálnych podmienok.

Podakovanie

RNDr. O. Erdelskej, CSc. z CBEV SAV — Ústav experimentálnej biológie a ekológie v Bratislave ďakujeme za cenné rady v počiatočnom pokuse.

Literatúra

- BETINA, V. a kol.: Malá encyklopédia biológie. Bratislava, Obzor 1975.
ERDELSKÝ, K. — FRÍČ, F.: Praktikum a analytické metódy vo fyziológii rastlín. Bratislava, Slov. pedagog. nakl. 1979.
GOLUBINSKIĽ, I. N.: Biologija proroštanija pylcu. Kijev, Naukova Dumka, 1974.
JASSEM, M.: Biology of pollination and fertilization in diploid X tetraploid sugar beet crosses. Part I. Experiments on the germination of pollen produced by diploids and tetraploids. Genet. Polon., 2, 1961, s. 1-19.
LICHTÉ, H. F.: Über die Physiologie von Angiospermenpollen und ihre Bedeutung für die Pflanzenzüchtung. Angew. Bot., 31, 1957, s. 1-28.

Došlo dňa 29. 1. 1981

БОЙНЯНСКИЙ, В. — УЖАКОВА, И. (Институт экспериментальной фитопатологии и энтомологии САН, Иванка при Дунае): Прорастание пыльцы сахарной свеклы на искусственных средах. Сbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 87-92.

Нами изучалось прорастание пыльцы сахарной свеклы на искусственных средах в зависимости от погоды во время взятия и от состава субстрата. Для пыльцы сахарной свеклы оптимальными считаются следующие условия: относительная влажность воздуха во время взятия свыше 60 %, температура воздуха менее 25 °C, осадки за пять суток до взятия 10—30 мм, безветрие или слабый ветерок (менее 1 м в секунду). Важный фактор — респирация пыльцы обусловлена теплотой и скоростью ветра. Применение переносного холодильника при отборе пыльцы исключает влияние неблагоприятной погоды на пыльцу после ее взятия. Неизбежна гидратация пыльцы непосредственно перед ее высевом. Наилучшая всхожесть была установлена на средах с повышенной концентрацией сахарозы (15 и 25 %).

сахарная свекла; прорастание пыльцы; влияние погоды; искусственные питательные среды

BOJŇANSKÝ, V. — UŽÁKOVÁ, I. (Institute of Experimental Phytopathology and Entomology, Slovak Academy of Sciences, Ivanka pri Dunaji): Pollen Germination in Sugar-Beet on Artificial Substrates. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 87-92.

The germination of sugar-beet pollen on artificial substrates was studied in dependence on weather at sampling time and on the composition of the substrate. The following conditions can be regarded as optimum for the pollen of sugar-beet: re-

lative air moisture at sampling time above 60 %, air temperature below 25 °C, precipitation rate on the last five days till sampling 10–30 mm, no wind or slight wind (below 1 m per sec.). Pollen respiration, depending on heat and on wind speed, is an important factor. The use of a portable refrigerator during pollen sampling eliminates the effect of bad weather on pollen after sampling. Pollen hydration immediately before its sowing is inevitable. The best germinability was obtained in substrates with a higher concentration of sucrose (15 and 25 %).

sugar-beet; pollen germination; effect of weather; artificial substrates

BOJŇANSKÝ, V. — UŽÁKOVÁ, I. (Institut für experimentelle Phytopathologie und Entomologie, Slowakische Akademie der Wissenschaften, Ivanka pri Dunaji): *Keimung des Blütenstaubes von Zuckerrübe auf künstlichen Böden*. Sbor. UVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 87-92.

Es wurde die Keimung des Blütenstaubes von Zuckerrübe auf künstlichen Böden in Abhängigkeit von der Witterung in der Zeit der Entnahme und von der Zusammensetzung des Substrates verfolgt. Für den Blütenstaub von Zuckerrübe können als optimal folgende Bedingungen angeführt werden: relative Luftfeuchtigkeit in der Zeit der Entnahme über 60 %, Lufttemperatur unter 25 °C, Niederschläge von 10 bis 30 mm in den letzten fünf Tagen vor der Entnahme, Windstille oder nur ein schwacher Wind (unter 1 m in Sekunde). Ein wichtiger Faktor ist die Respiration des Blütenstaubes, die durch Wärme und Windgeschwindigkeit bedingt wird. Die Anwendung des kleinen transportabel Kühlschranks bei der Entnahme des Blütenstaubes eliminiert den Einfluß des ungünstigen Wetters auf den Blütenstaub nach seiner Entnahme. Unvermeidlich ist die Hydratation des Blütenstaubes vor der Aussaat. Die beste Keimung wurde auf Böden mit einer höheren Sacharosekonzentration (15 und 25 %) erreicht.

Zuckerrübe; Keimung des Blütenstaubes; Einfluß der Witterung; künstliche Nährböden

Adresa autorov:

Doc. ing. Vít Bojňanský, DrSc., Izabela Užáková, CBEV SAV — Ústav experimentálnej fytopatológie a entomológie, 900 28 Ivanka pri Dunaji

GENETICKÁ INTERPRETACE DIALELNÍ ANALÝZY SAMOSPRAŠNÝCH PLODIN

J. Pešek, A. Rozkošná

PEŠEK, J. — ROZKOŠNÁ, A. (Výzkumný ústav veterinárního lékařství, Brno): *Genetická interpretace dialelní analýzy samospašných rostlin*. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 93-100.

Studovali jsme důsledky změn četností genů, genové asociace a epistázy na genetickou interpretaci dialelních zkoušek se samospašnými plodinami na počítačovém modelu. Ukázalo se, že efekty obecné kombinační schopnosti zahrnují vlivy způsobené aditivními, epistatickou a v případě, že distribuce genů mezi rodiči není rovnoměrná, i dominantní genovou akci. Nerovnoměrná distribuce genů mezi rodiči dále způsobuje, že průměrná heteroze závisí na interakcích typu aditivita $\times$ dominance a dominance $\times$ dominance. Záporná asociace mezi geny způsobuje nadhodnocení odhadů specifické kombinační schopnosti.

kombinační schopnost; počítačový model; heteroze

Dialelení křížení navrhli Hayman, Mather (1955) a Griffing (1956), avšak ne vždy testovali, zda rodičovské komponenty splňují základní podmínky platnosti této metody.

Podmínky platnosti genetické interpretace dialelní analýzy se obvykle shrnují do pěti předpokladů (Gilbert, 1958):

1. diploidní segregace,
2. homozygotní rodiče,
3. genová frekvence rovná $1/2$ ve všech segregujících lokusech,
4. nezávislá distribuce genů mezi rodiči,
5. nulová nealelická interakce.

Diploidní segregaci předpokládáme pouze proto, že genetika diploidních druhů je důkladně rozpracována (Cockerham, 1963). Je známo, že i některé polyploidní druhy se v meiózi chovají jako diploidy a tak splňují podmínku (1). V případě samospašných druhů je podmínka (2) určité splněna. Ovšem podmínky (3), (4), (5) je třeba podrobit kritické analýze.

Předpoklad, že genová frekvence je rovna $1/2$ ve všech segregujících lokusech, je požadován pouze v případě, kdy genetický model zahrnuje dominanci (Matzinger, Cockerham, 1963). Hayman a Mather (1955) ukázali, že genové frekvence různé od $1/2$ způsobují překrývání aditivních a dominantních efektů. Čtvrtý předpoklad, vyžadující nezávislost distribuce genů mezi rodiči, zjednodušuje struktura odhadů z hlediska možností jejich genetické interpretace. V dialelním křížení budou podmínky (3) a (4) splněny pouze tehdy, když rodiče představují náhodný výběr inbredních linií z populace vzniklé náhodným křížením mezi kříženci dvou inbredních linií. Genetické odhady z dialelní analýzy je pak možné interpretovat pouze ve vztahu k této referenční populaci a jakékoliv zobecnění může vést k omylům. Konečně předpoklad (5), vylučující epistázi, je biologicky nereálný. Marther (1943), Hornet et al. (1955), Gilbert (1958) a Cockerham (1959) se shodují v názoru, že nepřítomnost epistázy u kvantitativních znaků nelze předpokládat, pokud nebyla experimentálně prokázána.

Nedodržení zmíněných předpokladů může způsobit potíže různého stupně důležitosti. Tak např. Kempthorne (1956) uvádí, že není-li splněna podmínka (4), tzn. pokud geny nejsou nezávisle rozděleny mezi rodiči, dialelní analýza nemůže přinést potřebné genetické informace. Hayman a Mather (1955) se domnívají, že genové frekvence různé od 1/2 mohou způsobit směřování odhadů genetických parametrů. Gilbert (1958) analyzoval podmínky úspěšné genetické interpretace dialelních zkoušek a dospěl k závěru, že předpoklady (3), (4) a (5) nejsou — v případě křížení samosprašných druhů — reálné. Protože dialelní analýza byla používána pro výběr rodičovských kombinací do křížení samosprašných rostlin (Stuthman, Stucker, 1975; Sampson, Tarumoto, 1976; Šíp, Škorpík, 1978), přičemž její výsledky mnohdy neodpovídají množství práce a nadějí do ní vkládaným, pokusili jsme se objasnit a kvantifikovat důsledky nedodržení základních podmínek na odhady genetických parametrů pomocí simulace modelu dialelní analýzy na samočinném počítači.

MATERIÁL A METODY

Použitý model dialelního křížení zahrnuje efekty dvou lokusů ($A-a$) a ($B-b$). Genotypy homozygotních rodičů jsou pouze čtyř typů: $AABB$, $AAbb$, $aabb$, $aabb$. Simulačním křížením kombinací čtyř rodičů je možné generovat 10 genotypů F_1 generace z dialelního křížení. Pomocí metriky čistých linií, kterou uvádí Mather (1967), lze genotypové hodnoty rodičů a potomstva popsat pomocí devíti parametrů (tab. I):

- m — průměr inbredních rodičů;
- d_a a d_b — polovina rozdílů mezi homozygotními lokusy ($A-a$) a ($B-b$), tzn. aditivní efekty v uvažovaných lokusech;
- h_a a h_b — efekty dominance v obou lokusech;
- i_{ab} — epistatická interakce mezi d_a a d_b , tzn. interakce typu aditivní $\times$ aditivní;
- j_{ab} a j_{ba} — epistatické interakce mezi d_a a h_b , resp. d_b a h_a , tzn. interakce typu aditivní $\times$ dominantní;
- l_{ab} — značí epistatické interakce mezi heterozygotními lokusy.

Pro počty genotypů rodičů k_i ($i = 1, 2, \dots, 4$) platí:

$$\begin{aligned} k_1 &= n(p_a p_b + d), & k_2 &= n(p_a p_b - d), \\ k_3 &= n(q_a q_b - d), & k_4 &= n(q_a q_b + d), \end{aligned}$$

kde: n = celkový počet rodičů v dialelních pokusech p_a , p_b ,

$q_a = (1 - p_a)$ a $q_b = (1 - p_b)$ — četnost alel A , B , a , b v rodičovské populaci;

$d = (f_{AB} \cdot f_{ab} - f_{Ab} \cdot f_{aB})$ — četnosti genotypů $AABB$, $aabb$, $AAbb$ a $aabb$.

Data byla generována podle modelu III Gardnera a Eberharta (1966), tzn., že potomci z recipročního křížení u samosprašných nebyli uvažováni.

Četnosti každého z rodičovských genotypů byly vypočteny na základě celkového počtu rodičů (n), četností alel A a B (p_a a p_b) a odchylky od náhodné distribuce genů (d). Četnosti rodičů (k_1 , k_2 , k_3 a k_4) byly dále využity k výpočtu četností jednotlivých typů potomstva. Pro výpočet genotypových hodnot rodičů a potomků byly devíti parametrům z tab. I přiděleny numerické hodnoty (tab. II), které umožnily simulaci potomstev z dialelních pokusů charakterizovaných aditivní, úplně dominantní a epistatickou akcí genů.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Wright (1978) navrhl vzorec pro vyjádření vztahu mezi parametrem d , charakterizujícím odchylku od náhodného rozložení genů a korelací mezi genovými frekvencemi v každém lokusu ve tvaru

$$r = \frac{d}{\sqrt{(p_a q_a \cdot p_b q_b)}}.$$

I. Genotypy, genotypové hodnoty, počet rodičů a potomků v simulovaných dialelních pokusech — Genotypes, genotype values, number of parents and progenies in simulated diallel tests

Genotypy		Genotypová hodnota	Počet ⁺
Rodiče	<i>AABB</i>	$m + d_a + d_b + i_{ab}$	k_1
	<i>AAbb</i>	$m + d_a - d_b - i_{ab}$	k_2
	<i>aaBB</i>	$m - d_a + d_b - i_{ab}$	k_3
	<i>aabb</i>	$m - d_a - d_b + i_{ab}$	k_4
Potomstva	<i>AABB</i>	$m + d_a + d_b + i_{ab}$	$k_1(k_1 - 1)/2$
	<i>AABb</i>	$m + d_a + h_b + j_{ab}$	$k_1 k_2$
	<i>AaBB</i>	$m + h_a + d_b - j_{ba}$	$k_1 k_3$
	<i>AaBb</i>	$m + h_a + h_b + l_{ab}$	$k_1 k_4$
	<i>AAbb</i>	$m + d_a - d_b - i_{ab}$	$k_2(k_2 - 1)/2$
	<i>AaBb</i>	$m + h_a + h_b + l_{ab}$	$k_2 k_3$
	<i>Aabb</i>	$m + h_a - d_b - j_{ba}$	$k_2 k_4$
	<i>aaBB</i>	$m - d_a + d_b - i_{ab}$	$k_3(k_3 - 1)/2$
	<i>aaBb</i>	$m - d_a + h_b - j_{ab}$	$k_3 k_4$
	<i>aabb</i>	$m - d_a - d_b + i_{ab}$	$k_4(k_4 - 1)/2$

⁺ počet k_1, k_2, k_3 a k_4 rodičů čtyř genotypů závisí na frekvenci alel v každém lokusu, korelaci mezi lokusy a celkovém počtu rodičů (viz text)

II. Genotypové efekty v pěti simulovaných modelech dialelních pokusů — Genotypic effects in five simulated models of diallel tests

Model	Hodnoty parametrů ⁺								
	m	d_a	d_b	h_a	h_b	i_{ab}	j_{ab}	j_{ba}	l_{ab}
1. Aditivita (A)	0	3	3	0	0	0	0	0	0
2. Aditivita — dominance (A+D)	0	3	3	3	3	0	0	0	0
3. Aditivita — aditivní × aditivní epistáze (A+AA)	0	3	3	0	0	3	0	0	0
4. Aditivita — aditivní × dominantní epistáze (A+AD)	0	3	3	0	0	3	0	0	0
5. Aditivita — dominantní × dominantní epistáze (A+DD)	0	3	3	0	0	0	0	0	3

⁺ parametry $m, d_a, d_b, h_a, h_b, i_{ab}, j_{ab}, j_{ba}, l_{ab}$ reprezentují průměr, aditivní efekty ve dvou lokusech, dominantní efekty ve dvou lokusech, aditivní × aditivní interakci, dva typy aditivní × dominantní interakce a dominantní × dominantní interakci.

III. Souhrn podmínek, za kterých různé genotypové efekty přispívají (1) či nepřispívají (0) k odhadům obecné kombinační schopnosti — The set of conditions under which different genotypic effects contribute (1) or do not contribute (0) to estimates of general combining ability

p_a	p_b	r	Genotypové efekty				
			d_a, d_b	h_a, h_b	i_{ab}	j_{ab}, j_{ba}	l_{ab}
0,5	0,5	-0,75	1	0	1	1	1
0,5	0,5	-0,5	1	0	1	1	1
0,5	0,5	0,0	1	0	1	1	1
0,5	0,5	0,5	1	0	1	1	1
0,5	0,5	0,75	1	0	1	1	1
0,75	0,5	0,0	1	1	1	1	1
0,75	0,25	0,0	1	1	1	1	1
0,75	0,75	0,0	1	1	1	1	1
0,25	0,25	0,0	1	1	1	1	1
0,5	0,25	0,0	1	1	1	1	1

p_a, p_b — četnost alel, r — korelace mezi lokusy
parametry $d_a, d_b, h_a, h_b, i_{ab}, j_{ab}, j_{ba}, l_{ab}$ reprezentují aditivní efekty ve dvou lokusech, dominantní efekty ve dvou lokusech, aditivní $\times$ aditivní interakci, dva typy aditivní $\times$ dominantní interakce a dominantní $\times$ dominantní interakci

Tento vzorec nám umožňuje interpretaci výsledků simulačních pokusů z hlediska vlivu nedodržení základních předpokladů na genetickou interpretaci dialelních pokusů.

Na základě metody III Gardnera a Eberharta (1966) byly odhadnuty efekty obecné kombinační schopnosti a průměrné efekty heterozyze pro různé frekvence genů p_a a p_b a různé korelace mezi lokusy r . Pro studium vlivů různých typů genové akce na odhady genetických parametrů bylo jako standardy použito modelu simulujícího aditivní efekty.

Podmínky, za kterých různé typy genové akce přispívají k odhadům obecné kombinační schopnosti, jsou shrnuty v tab. III. Aditivní a epistatická akce genů vždy ovlivňuje odhady obecné kombinační schopnosti. Naopak dominance ovlivňuje obecnou kombinační schopnost pouze v případě, že genové frekvence jsou různé od 1/2. Tyto závěry platí bez ohledu na hodnotu korelace mezi lokusy. V literatuře se traduje (např. Rojas a Sprague, 1952), že obecná kombinační schopnost závisí na genech, jejichž efekty jsou aditivní. Vidíme však (tab. III), že tento názor platí pouze v případech genových frekvencí rovných 1/2 a nulové epistázi.

Rozdíl mezi průměry rodičů a potomků představuje odhad průměrné heterozyze. V tab. IV jsou proto shrnuty podmínky, za kterých modelové typy genové akce přispívají genotypové expresi heterozyze v potomstvu. Aditivní efekty či epistáze typu aditivní $\times$ aditivní nepřispívají k heterozyzi. Naopak dominance a epistáze typu dominance $\times$ dominance heterozyzi ovlivňují. Genová akce aditivního $\times$ dominantního typu ovlivňuje heterozyzi pouze v případě, že frekvence genů v obou lokusech je různá

IV. Souhrn podmínek, za kterých různé genotypové efekty přispívají (1) nebo nepřispívají (0) k expresi průměrné heterozy — The set of conditions under which different genotypic effects contribute (1) or do not contribute (0) to the expression of average heterosis

p_a^+	p_b	r	Genotypové efekty				
			d_a, d_b	h_a, h_b	i_{ab}	j_{ab}, j_{ab}	l_{ab}^+
0,5	0,5	-0,75	0	1	0	0	1
0,5	0,5	-0,5	0	1	0	0	1
0,5	0,5	0,0	0	1	0	0	1
0,5	0,5	0,5	0	1	0	0	1
0,5	0,5	0,75	0	1	0	0	1
0,75	0,5	0,0	0	1	0	1	1
0,75	0,25	0,0	0	1	0	0	1
0,75	0,75	0,0	0	1	0	1	1
0,25	0,25	0,0	0	1	0	1	1
0,5	0,25	0,0	0	1	0	1	1

+ parametry jsou vysvětleny u tab. III

V. Závislost součtu čtverců pro poměr specifické a obecné kombinační schopnosti na korelaci mezi lokusy r — The dependence of the sum of squares for the ratio of specific and general combining ability upon the correlation among loci r

Model ⁺	Korlace r				
	-0,75	-0,5	0	0,5	0,75
A	0	0	0	0	0
AD + AD	0	0	0,05	0,07	0,08
A + AA	0,3	0,15	0,1	0,05	0,05
A + DD	0,4	0,3	0,2	0,01	0,08
A + D	1,6	0,7	0,4	0,35	0,35

+ modely jsou popsány u tab. II

od 1/2. Při genových frekvencích 0,25 a 0,75 jsou efekty aditivní $\times$ dominantní epistáze stejné velikosti, ale opačného znaménka, takže jejich celkový příspěvek je nulový.

Efekt odrůdy ve smyslu Gardnera a Eberharta (1966) je odhadem rozdílu mezi genotypovou hodnotou daného rodiče a průměrem rodičovské populace. Ze čtyř genotypových hodnot tab. I vidíme, že efekt odrůdy závisí pouze na aditivní a epistatické akci genů typu aditivita $\times$ aditivita bez ohledu na genové frekvence či korelaci mezi lokusy.

S přihlédnutím k základním předpokladům genetické interpretace dialelní analýzy lze tedy shrnout, že odhady obecné kombinační schop-

nosti, efektů odrůdy a průměrné heterozygosity mohou být vysvětlovány na základě určitých typů akce genů tehdy a jen tehdy, když genové frekvence jsou rovny $1/2$ ve všech lokusech a epistatické efekty jsou nulové. Nedodržení jednoho či dvou předpokladů zpochybňuje informativnost genetické interpretace výsledků dialelní analýzy.

Relativní důležitost obecné a specifické kombinační schopnosti je v Gardnerově a Eberhartově analýze III charakterizována příslušným součtem čtverců. V tab. V jsou shrnuty hodnoty těchto součtů čtverců pro pět studovaných genetických modelů v závislosti na korelaci mezi lokusy při genové frekvenci rovné $1/2$. S výjimkou aditivního modelu korelace mezi lokusy ovlivňuje poměr mezi specifickou a obecnou kombinační schopností. V případě aditivního modelu ovšem neexistuje specifická kombinační schopnost a proto příslušný součet čtverců se rovná nule v celém intervalu $(-1, 1)$ možných hodnot korelací mezi lokusy.

Všechny uvedené výsledky jsou založeny na simulaci modelu s dvěma lokusy. Uvažujeme-li složitější situaci, je třeba připustit, že efekty různých lokusů jejich párů, případně existence interakcí druhého a vyššího řádu, mohou ovlivnit odhady genetických parametrů tak, že budou méně citlivé na nedodržení jednotlivých předpokladů, zejména z hlediska četností a distribuce genů mezi rodiči.

Analýzovaná data byla simulována pomocí metriky čistých linií, kterou uvádí Mather (1967). Tento postup byl zvolen proto, že umožňuje stanovit genotypovou hodnotu bez ohledu na ostatní genotypy v populaci. I ostatní modely přicházející v úvahu. Modely navržené např. Kempthornem (1956), Griffingem (1956) či Falconerem (1960) určují genotypovou hodnotu jednotlivého genotypu ve vztahu k četnosti ostatních genotypů v populaci. Proto genotypová hodnota určitého genotypu se mění v závislosti na referenční populaci. Takové modely jsou sice statisticky vhodné, ale postrádají biologickou konzistenci Matherova (1967) modelu.

Použitý postup genetické analýzy je poplatný Eisenhartově (1974) modelu I s pevnými efekty. Platnost modelu I s náhodnými efekty je diskutabilní v případě, že křížíme vysoce selektované odrůdy. V případě samosprašných plodin jsou v dialelních pokusech většinou kříženy vysoce výkonné odrůdy v rozhodujících znacích. Eberhart a Gardner (1966) ukázali, že dialelní rodiče tohoto typu nemohou být považováni za náhodný výběr. Z toho ovšem vyplývá, že odhady komponent genetické variance jen částečně mohou poskytovat informace, využitelné pro volbu optimálních rodičovských kombinací do křížení a následné optimalizace šlechtitelských postupů.

Literatura

- COCKERHAM, C. C.: Partitions of hereditary variance for various genetic models. *Genetics*, 44, 1959, s. 1141.
COCKERHAM, C. C.: Estimation of genetic variances. In: HANSON, W. D. — ROBINSON, H. F. (Eds.): *Statistical genetics and plant breeding*. Washington, NAS-NRC Publ., 982, 1963, s. 53-94.
EBERHART, S. A. — GARDNER, C. O.: A general model for genetic effects. *Biometrics*, 22, 1966, s. 864-881.
EISENHART, C.: The assumptions underlying the analysis of variance. *Biometrics*, 3, 1947, s. 1-21.

- FALCONER, D. S.: Introduction to quantitative genetics. 1. ed. New York 1960, 215 s.
- GARDNER, C. O. — EBERHART, S. A.: Analysis and interpretation of the variety cross diallel and related populations. *Biometrics*, 23, 1966, s. 439-452.
- GILBERT, N. E. G.: Diallel cross in plant breeding. *Heredity*, 12, 1958, s. 477-492.
- GRIFFING, B.: A generalized treatment of the use of diallel crosses in quantitative inheritance. *Heredity*, 10, 1956, s. 31-50.
- HAYMAN, B. I. — MATHER, R.: The description of genic interaction in continuous variation. *Biometrics*, 11, 1955, s. 69-82.
- HORNER, T. W. — COMSTOCK, R. E. — ROBINSON, H. F.: Non-allelic gene interaction and the interpretation of quantitative genetic data. *North Carolina Agric. Techn. Bull.*, 1955, s. 118.
- KEMPTHORNE, O.: The theory of diallel cross. *Genetics*, 41, 1956, s. 451-459.
- MATHER, K.: Polygenic inheritance and neutral selection. *Biol. Rev.*, 18, 1943, s. 32-64.
- MATHER, K.: Complementary and duplicate gene interactions in biometrical genetics. *Heredity*, 22, 1967, s. 97-103.
- MATZINGER, D. F. — COCKERHAM, C. C.: Simultaneous selfing and partial diallel test crossing. I. Estimation of genetic and environmental parameters. *Crop Sci.*, 3, 1963, s. 309-314.
- ROJAS, B. A. — APRAQUE, G. F.: A comparison of variance components in corn yield trials. III. General and specific combining ability and their interaction with locations and years. *Agron. J.*, 44, 1952, s. 462-466.
- SAMPSON, D. R. — TARUMOTO, I.: Genetic variances in an eight parent half diallel of oats. *Can. J. Genet. Cytol.*, 18, 1976, s. 419-427.
- STUHMANN, D. D. — STUCKER, R. E.: Combining ability analysis of near homozygous lines derived from a 12-parent diallel cross in oats. *Crop Sci.*, 15, 1975, č. 6, s. 800-803.
- ŠÍP, V. — ŠKORPÍK, M.: Komplexní program analýzy šlechtitelských korelací s ukázkou využití u jarní pšenice. [Závěrečná zpráva.] Praha, Výzkumný ústav rostlinné výroby 1978, s. 50.
- WRIGHT, S.: Evolution and genetics of populations. Volume II. University of Chicago Press 1978. 245 s.

Došlo dne 10. 1. 1980

ПЕШЕК, Й. — РОЗКОШНА, А. (Научно-исследовательский институт ветеринарии, Брно): Генетическая интерпретация диаллельного анализа самоопыляющихся растений. *Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht.*, 18, 1982 (2) : 93-100.

Нами изучались последствия изменений частоты генов, генной ассоциации и эпистаза на генетическое изложение диаллельных испытаний с самоопыляющимися культурами на вычислительной модели. Оказалось, что эффекты общей комбинационной способности включают еще влияния, вызванные аддитивным, эпистатическим и в случае, что распределение генов между родителями неравномерное, также доминантным генным явлением. Неравномерное распределение генов между родителями далее свидетельствует о том, что средний гетерозис зависит от взаимодействий типа аддитивность $\times$ доминанция и доминанция $\times$ $\times$ доминанция. Отрицательная ассоциация между генами вызывает завышение предварительной оценки специфической комбинационной способности.

комбинационная способность; вычислительная модель; гетерозис

PEŠEK, J. — ROZKOŠNÁ, A. (Veterinary Research Institute, Brno): *Genetic Interpretation of Diallel Analysis of Autogamous Plants*. *Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht.*, 18, 1982 (2) : 93-100.

Trials were conducted to study the implications of the changes in the frequencies of genes, gene association and epistasis, for the genetic interpretation of diallel tests with autogamous plants; a computer model was used for this purpose. The effects of general combining ability were found to include the influences exerted by additive, epistatic and — if the distribution of genes between parents is not equal —

also dominant gene action. Unequal distribution of genes between the parents is also responsible for the fact that average heterosis depends on the interactions of the type additivity $\times$ dominance and dominance $\times$ dominance. A negative association between genes causes overestimation of specific combining ability.

combining ability; computer model; heterosis

PEŠEK, J. — ROZKOŠNÁ, A. (Forschungsinstitut für Veterinärmedizin, Brno): *Genetische Interpretation der diallelen Analyse der selbstbestäubenden Pflanzen*. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Slecht., 18, 1982 (2) : 93-100.

Wir untersuchten die Folgen der Veränderungen der Genhäufigkeit, der Genassoziation sowie der Epistasie und deren Einfluß auf die genetische Interpretation der diallelen Analysen der selbstbestäubenden Pflanzen mit Hilfe vom Rechnermodell. Es zeigte sich, daß die Effekte des allgemeinen Kombinationsvermögens Einflüsse umfassen die durch additive, epistatische und im Falle, daß die Gendistribution unter den Eltern unregelmäßig ist, auch durch dominante Genaktion verursacht werden. Die unregelmäßige Gendistribution unter den Eltern verursacht ferner, daß die durchschnittliche Heterosis von den Interaktionen vom Typ Additivität $\times$ Dominanz und Dominanz $\times$ Dominanz abhängig ist. Die negative Assoziation zwischen den einzelnen Genen zieht eine bestimmte Überwertung der Einschätzungen des spezifischen Kombinationsvermögens nach sich.

Kombinationsvermögen; Rechnermodell; Heterosis

Adresa autorů:

Ing. Josef Pešek, CSc., ing. Alena Rozkošná, CSc., Výzkumný ústav veterinárního lékařství, Hudcova 70, 621 32 Brno - Medlánky

MONOSOMICKÁ ANALÝZA A STUDIUM DĚDIČNOSTI REZISTENCE KE RZI TRAVNÍ U PŠENICE ODRŮDY 'KAVKAZ'

J. Košner, P. Bartoš

KOŠNER, J. — BARTOŠ, P. (Výzkumný ústav rostlinné výroby, Praha - Ruzyně): *Monosomická analýza a studium dědičnosti rezistence ke rzi travní u pšenice odrůdy 'Kavkaz'*. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 101-108.

Při použití monosomické série Chinese Spring bylo analyzováno genetické založení rezistence ke rzi travní, rase 214 u odrůdy 'Kavkaz'. Výsledky ukázaly, že na řízení dědičnosti rezistence této odrůdy se nepodílí jen gen či geny přenesené translokací ze žita, nýbrž dědičnost rezistence je založena složitěji; předpokládá se interakce tří genů rezistence a dvou genů inhibitorů. Kromě předpokládaného genu na chromozómu 1B byly lokalizovány ještě geny rezistence na chromozómech 2B a 6B a geny inhibitory byly lokalizovány na chromozómech 4A a 6D. Výsledný fenotypový projev je důsledkem interakce všech těchto genů.

pšenice; aneuploidy; rez travní; monosomické analýzy

Odrůda 'Kavkaz' patří mezi odrůdy pšenice, u nichž se předpokládá, že jejich rezistence ke rzi je odvozena od žita. U této odrůdy je část chromozómu 1B translokována částí chromozómu žita (Blüthner, Mettin, 1977). Tato část chromozómu pravděpodobně nese gen rezistence ke rzi travní a ve vazbě i geny rezistence k některým dalším chorobám, podobně jako u odrůd se substitucí páru pšeničného chromozómu 1B žitným chromozómem 1R (V).

Naším cílem bylo ověřit lokalizaci genu rezistence ke rzi travní na chromozómu 1B a prostudovat dědičnost rezistence pomocí monosomické analýzy.

Metoda monosomické analýzy má proti klasické genetické analýze, která pracuje jen se štěpnými poměry, tu výhodu, že se při ní získá určitý počet kritických potomstev daného fenotypu; pro tato potomstva lze vypočítat opět štěpné poměry podle stejných hledisek jako pro potomstva nekritická, a tím, že všechny údaje musí být v souladu, vzniká velmi citlivé měřítko, kterým lze hodnotit určitou hypotézu dědičnosti.

MATERIÁL A METODY

Osivo odrůdy 'Kavkaz' pocházelo z genových zdrojů VÚRV Praha - Ruzyně. Odrůdu 'Kavkaz' jsme křížili jako otce se všemi monosomickými liniemi odrůdy 'Chinese Spring'. Do generace F₁ jsme vybrali jen monosomické rostliny. Cytologické kontroly počtu chromozómů k určení monosomických rostlin, jak monosomické série 'Chinese Spring', tak i potomstev do generace F₁, jsme dělali metodou Feulgena.

Při testování na rezistenci jsme použili rasu 214 rzi travní (virulentní ke genu Sr 5). Infikovali jsme mladé rostliny F₂ generace ve fázi 1 až 2 listů vzniklé samo-

sprášením cytologicky kontrolované generace F₁. Rostliny jsme infikovali potíráním listů směsí uredospor a talku. Po zvlhčení orosovačem jsme rostliny inkubovali 48 hodin za 100% vzdušné vlhkosti, přičemž teplota ve skleníku kolísala v rozmezí 15–25 °C. Pokusy jsme hodnotili 14 dní po inokulaci.

VÝSLEDKY

Rostliny generace F₂ testované ve skleníku štěpily na rostliny rezistentní [typ 0; 1] a rostliny náchylné [typ 3] — tab. I. Výskyt rezistentních rostlin kolísal v průměru okolo 70 %. Tento poměr se, i když ne příliš výrazně (11 % potomstev při χ^2 -testu na poměr 3:1 nebylo

I. Testování generace F₂ odrůdy 'Kavkaz' po křížení s monosomickými liniemi Chinese Spring na rezistenci ke rzi travní, rase 214, a její hodnocení — Testing of F₂ generation of the cultivar 'Kavkaz' after crossing with monosomic lines Chinese Spring for the resistance to stem rust, race 214, and its evaluation

Potomstvo	Odolné rostliny		Náchylné rostliny		Rostliny celkem	Odchylky + -	Štěpný poměr		
	počet	%	počet	%			nekritický 708 : 316	kritický rezis- tentní 209 : 47	kritický náchylné 150 : 106
1A	168	71,19	68	28,81	236	+	0,463		
1B	167	78,40	46	21,60	213	+	8,566 ⁺⁺	1,489	
1D	51	72,86	19	27,14	70	+	0,453		
2A	—	—	—	—	—	—	—		
2B	20	92,24	1	4,76	21	+	6,703 ⁺⁺	2,590	
2D	86	75,44	28	24,56	114	+	2,119		
3A	37	67,27	18	32,73	55	—	0,090		
3B	92	73,02	34	26,98	126	+	0,887		
3D	102	62,20	62	37,80	164	—	3,708		
4A	22	50,00	22	50,00	44	—	7,555 ⁺⁺		1,339
4B	126	68,85	57	31,15	183	—	0,007		
4D	56	65,12	30	34,88	86	—	0,653		
5A	71	64,55	39	35,45	110	—	1,089		
5B	40	74,07	14	25,93	54	+	0,616		
5D	106	76,26	33	23,74	139	+	3,301		
6A	78	69,03	35	30,97	113	—	0,001		
6B	27	93,10	2	6,90	29	+	7,805 ⁺⁺	2,542	
6D	117	57,07	88	42,93	205	—	13,992 ⁺⁺		0,189
7A	76	67,86	36	32,14	112	—	0,086		
7B	19	79,17	5	20,83	24	+	1,131		
7D	123	69,47	54	30,53	177	+	0,010		
	1584	69,75	691	30,31	2275	+	0,326		

mez průkaznosti $P_{0,05} = 3,85$ $P_{0,01} = 6,64$

II. Geny rezistence a inhibitory odrůdy 'Kavkaz' (rez travní rasa 214); štěpení generace F₂ po křížení s monosomickou linií Chinese Spring u nekritického potomstva — Resistance genes and inhibitors of the cultivar 'Kavkaz' (stem rust, race 214); F₂ generation segregation after crossing with monosomic line Chinese Spring in non-critical progeny

Genotypy	Frek- vence	I- I-	I- ii	ii ii	rezistentní 708 (69,14 %)
		9	6	1	
R- R- R-	27	²⁴³ R- R- R- I- I-	¹⁶² R- R- R- I- ii	²⁷ R- R- R- ii ii	
R- R- rr	27	²⁴ RR RR rr Ii Ii RR RR rr II Ii	¹⁶² R- R- rr I- ii	²⁷ R- R- rr ii ii	
		R- R- rr I- I- 219 ostatní			
R- rr rr	9	R- rr rr I- I- 81	⁵⁴ R- rr rr I- ii	⁹ R- rr rr ii ii	
rr rr rr	1	rr rr rr I- I- 9	rr rr rr I- ii 6	rr rr rr ii ii 1	
náchylné 316 (30,86)					

Orlando: Salzmünder Bartweizen 630 (61,5 %) : 394 (38,5 %)

průkazně odchylných), odchyluje od poměru 3 : 1, který by nastal v případě jednoho předpokládaného genu rezistence přeneseného z žita translokací na chromozóm 1B. Rovněž odchylka štěpení potomstva 1B není tak velká, aby odpovídala řízení rezistence pouze tímto genem, a také není jediná. Obdobně mají více rezistentních rostlin i některá další potomstva a naopak se vyskytují i potomstva s výraznou odchylkou směrem k náchylnosti.

Z těchto skutečností vyplývá, že genetické založení rezistence ke rzi travní rase 214 u odrůdy 'Kavkaz' nelze pokládat za monogenní, nýbrž za řízené více geny, které spolu působí v interakci.

Větší počet odchylek směrem k rezistenci ukazuje na větší počet genů rezistence. Kromě potomstva 1B jsou to další dvě potomstva — 2B a 6B. Velmi výrazný pokles rezistentních rostlin u dvou potomstev, 4A a 6D, nasvědčuje o působení genů opačného účinku, genů inhibitorů. Výsledná reakce je pak pravděpodobně výsledkem interakce těchto pěti genů, tří dominantních genů rezistence a dvou dominantních genů inhibitorů.

Tab. II ukazuje vyštěpení genotypů (ve zkráceném vyjádření) pro takovou genovou sestavu. Předpokládá se, že všechny rostliny s převahou genů rezistence R vykazují fenotyp rezistentních rostlin a naopak všechny rostliny s převahou genů inhibitorů I mají fenotyp rostlin náchylných. Složitější situace nastává u skupin genotypů, u nichž je počet

III. Geny rezistence a inhibitory odrůdy 'Kavkaz'; štěpení F₂ generace po křížení s monosomickou linií Chinese Spring u kritického rezistentního potomstva — Resistance genes and inhibitors of the cultivar 'Kavkaz'; F₂ generation segregation after crossing with monosomic line Chinese Spring in critical resistant progeny

Genotypy	Frekvence	I- I-	I- ii	ii ii	rezistentní 209 (81,64 %)
		9	6	1	
R- R- R-	9	81 R- R- R- I- I-	54 R- R- R- I- ii	9 R- R- R- ii ii	
R- R- rr	6	16 RR RR rr Ii Ii RR RR rr II Ii	36 R- R- rr I- ii	6 R- R- rr ii ii	
R- rr rr	1	9 R- rr rr I- I-	6 R- rr rr I- ii	1 R- rr rr ii ii	
náchylné 47 (18,36 %)					

genů rezistence a inhibitorů stejný. V našich pokusech mají rezistentní fenotyp pravděpodobně rostliny skupiny R- rr rr I- ii, tedy skupina, v níž je jen jeden gen inhibitor. Rezistentní jsou pravděpodobně i některé rostliny ze skupiny genotypů R- R- rr I- I-, a to ty rostliny, u nichž jsou geny rezistence homozygotní a geny inhibitory heterozygotní, tedy genotypy RR RR rr Ii Ii a RR RR rr II Ii. V tab. II je hranice vyznačena silnou čarou.

Na takto odvozený výsledný štěpný poměr, 708 rezistentních ku 316 náchylných (69,14 % : 30,86 %) byly testovány získané výsledky (tab. I). Testování χ^2 -testem potvrdilo shodu u předpokládaných nekritických potomstev a prokázalo průkazné odchylky u předpokládaných tří potomstev rezistentních a dvou potomstev náchylných.

K ověření správnosti předpokládaných kritických potomstev byly zpracovány na základě stejných předpokladů kritické štěpné poměry, které by měly nastat u kritických potomstev rezistentních (tab. III) a kritických potomstev náchylných (tab. IV). K těmto teoretickým štěpným poměrům byly testovány skutečné štěpné poměry kritických potomstev (tab. I). Test potvrdil shodu ve všech případech. Tyto výsledky vedou k závěru, že dědičnost rezistence u odrůdy 'Kavkaz' není založena jednoduše.

DISKUSE

Výsledky monosomické analýzy dědičnosti odolnosti ke rzi travní u odrůdy 'Kavkaz' vedou k hypotéze interakce tří genů rezistence a dvou inhibitorů. Obdobné závěry je možné vyvodit i z monosomické analýzy rezistence odrůd 'Salzmünder Bartweizen' a 'Orlando' (K o š n e r, B a r -

IV. Geny rezistence a inhibitory odrůdy 'Kavkaz'; štěpení generace F₂ po křížení s monosomickou linií Chinese Spring u kritického náchylného potomstva — Resistance genes and inhibitors of the cultivar 'Kavkaz'; F₂ generation segregation after crossing with monosomic line Chinese Spring in critical susceptible progeny

Genotypy	Frekvence	I- I-	I- ii	rezistentní 150 (58,59 %)
		3	1	
R- R- R-	27	R- R- R- I- I- 81	R- R- R- I- ii 27	
R- R- rr	27	RR RR Ii Ii 6 RR RR II Ii	R- R- rr I- ii 27	
R- rr rr	9	R- R- rr I- I- 75 ostatní 27	R- rr rr I- ii 9	
rr rr rr	1	rr rr rr I- I- 3	rr rr rr I- ii 1	
náchylné 106 (41,41 %)				

toš, 1977). Štěpné poměry odpovídaly této interakci při hranici rezistentních i náchylných rostlin; rezistentní byly všechny rostliny, u nichž v genotypu převládá gen rezistence a náchylné byly všechny rostliny, u nichž převládaly geny inhibitory nebo při vyrovnané hladině genů rezistence a inhibitorů. (V tab. II až IV vyznačeno čárkovanou čarou). Tento poměr se rovnal, vyjádřeno v procentech, 61,47 rezistentních : 38,53 náchylných. I štěpné poměry vypočtené pro kritická potomstva odpovídaly této hypotéze. U odrůdy 'Orlando' bylo možné lokalizovat geny rezistence na chromozómech 1A, 1B a 7B, geny inhibitory na chromozómech 2D a 3D a u odrůdy 'Salzmünder Bartweizen' geny rezistence na chromozómech 1A, 1B, 1D a geny inhibitory na chromozómech 2A a 2D (Košner, Bartoš, 1977). Chromozóm 1B s rezistencí přenesenou ze žita se stejně jako u odrůdy 'Kavkaz' projevoval jako kritický, podmiňující rezistenci.

Určitý rozdíl v dědičnosti mezi odrůdami 'Orlando' a 'Salzmünder Bartweizen', které měly hranici rezistentního fenotypu při nadbytku genů rezistence, a odrůdou 'Kavkaz', u níž rezistentní fenotyp vykazoval i některé poměrně vyrovnané genotypy (tab. II až IV), lze pravděpodobně vysvětlit vlivem celkového genetického pozadí těchto odrůd; vlivem modifikačního působení.

Výsledky monosomické analýzy odrůdy 'Orlando' s rasou 214 (virulentní ke genu *Sr 5*) jsme původně testovali na štěpný poměr 3:1 (Bartoš et al., 1977), avšak shoda byla jen u devíti potomstev z šestnácti zkoušených. Rovněž štěpení kříženců generace F₂ odrůdy 'Orlando' s různými náchylnými odrůdami neodpovídalo štěpnému poměru 3:1

při předpokládaném jednom genu rezistence. Štěpný poměr 3 odolné : 1 náchylné byl zjištěn pouze pro gen řídící imunní reakci (neúčinný k rase 214) (Bartoš et al., 1976). Uvedli jsme problematičnost studia genetiky rezistence této odrůdy, ale o složitější interpretaci jsme se původně nepokusili.

U F₂ kříženců odrůdy 'Kavkaz' s náchylnými odrůdami štěpení odpovídalo štěpnému poměru 3:1 u populací zkoušených rasou CS 7 (virulentní ke genu *Sr* 5) a 15:1 pro dva předpokládané účinné geny rezistence při testech s rasou 21 (avirulentní ke genu *Sr* 5) (Bartoš, 1974). Uvedené údaje jsou však i ve shodě se štěpnými poměry odpovídajícími nové hypotéze.

Pro existenci genů inhibitorů svědčí mnoho prací, v nichž jsou popsány kromě kritických potomstev rezistentních i potomstva, u nichž je větší počet náchylných rostlin. Jha (1969, 1970) uvádí při lokalizaci genů rezistence ke rzím u odrůd 'Lerma Rojo' a 'Sonora 64' odchylky od obvyklých štěpných poměrů. Baier et al. (1973) našli u odrůdy 'Solo' větší počet potomstev odchylujících se oběma směry. Náchylná potomstva popsali i Zeller a Oppitz (1977), kteří sledovali rezistenci u odrůdy 'Etoile de Choisy' a Bedö et al. (1979) u odrůdy 'Arthur'.

Interpretace těchto výsledků bývá různá; zpravidla se odchylky od obvyklého štěpného poměru vysvětlují geny modifikátory, s nimiž se nepočítá v testovaných štěpných poměrech.

Že se může jednat v některých případech o geny inhibitory, dokázali a potvrdili pomocí nulismiků a telosomiků u odrůdy 'Canthatch' Kerber a Green (1980). Gen inhibitor lokalizovali u této odrůdy na chromozómu 7D.

V naší práci uvedená interpretace dědičnosti k odolnosti odrůdy 'Kavkaz' ke rzi travní, při níž se uvažuje více genů, je značně složitá, na rozdíl od původní interpretace dědičnosti odolnosti této odrůdy (Bartoš, 1974). Je možné, že nezahrnuje přesně všechny faktory, ale domníváme se, že ve svých principech, interakcí genů s pozitivním a negativním účinkem na rezistenci, vystihuje genetický mechanismus rezistence testované odrůdy. Na přítomnost jiných účinných genů rezistence k rasám rzi travní virulentním ke genu *Sr* 5 než genu na translokaci 1B/1R svědčí i studie Popelji a Babajance (1978). Inhibiční účinek některých chromozómů na rezistenci u odrůdy 'Aurora', která má stejný původ jako odrůda 'Kavkaz', zjistila Ganěva (1976).

Poněvadž odrůda 'Kavkaz' se chová u mnoha znaků jako populace, je možné, že i genetické založení rezistence nemusí být u všech proveniencí této odrůdy zcela stejné.

Konečný závěr o genetice rezistence odrůdy 'Kavkaz' však bude možný až po izolaci, případně dalších důkazech předpokládaných genů rezistence a inhibitorů.

Literatura

- BAIER, A. C. — ZELLER, F. J. — OPPITZ, K. — FISCHBECK, G.: Monosomen-Analyse der Mehltau- und Schwarzrostresistenz des Sommerweizens 'Solo'. Z. PflZücht., 70, 1973, s. 177-194.
- BARTOŠ, P.: Genetics of stem and leaf rust resistance of the wheat cultivar Kavkaz. In: Věd. Pr. VÚRV v Praze - Ruzyni, ČSAZ - ÚVTIZ, 1974, č. 9, s. 63-67.

- BARTOŠ, P. — KOŠNER, J. — VALKOUN, J.: Genetika odolnosti pšenice odrůdy 'Orlando' ke rzi travní a pšeničné. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 12, 1976, č. 3, s. 177-182.
- BARTOŠ, P. — KOŠNER, J. — VALKOUN, J.: Monosomická analýza rezistence pšenice odrůdy 'Orlando' ke rzi travní. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 13, 1977, č. 2, s. 131-136.
- BEDŐ, Z. — SUTKA, J. — BÓCSA, É. — BALLA, L.: Location of stem rust resistance in the wheat variety Arthur using monosomic analysis. Cereal Res. Commun., 7, 1979, č. 3, s. 191-199.
- BLÜTHNER, W. D. — METTIN, D.: Chromosomensubstitutionen und -translokationen zwischen Weizen und Roggen und deren Bedeutung für die Züchtung. Arch. Zücht.-Forsch., Berlin, 7, 1977, č. 1, s. 15-27.
- GANEVA, G. D.: Proučvane vrchu genetičnata uščnost i lokalizacija na genite, obuslavjašči ustojčivostta sprjamo *Erysiphe graminis* D. C. f. sp. *tritici* Marchal i njakoi drugi biologični osobenosti na *T. aestivum* L. [Avtoreferat.] Institut po genetika i selekcija na rastenijata, Sofija 1976.
- JHA, M. P.: Location of genes for adult plant resistance to black rust in *Triticum aestivum* var. Lerma Rojo. Indian J. Genet. Pl. Breed., 29, č. 3, 1969, s. 373-378.
- JHA, M. P.: Location of genes for seedling resistance to race 21 and biotype 21 A-1 of black rust in wheat varieties Lerma Rojo and Sonora 64. Indian J. Genet. Pl. Breed., 30, 1970, č. 2, s. 395-401.
- KERBER, E. R. — GREEN, G. J.: Suppression of stem rust resistance in the hexaploid wheat cv. Canthatch by chromosome 7DL. Can. J. Bot., 58, 1980, č. 12, s. 1347-1350.
- KOŠNER, J. — BARTOŠ, P.: Monozomické analýzy odolnosti pšenice ke rzím. [Závěrečná zpráva.] Praha - Ruzyně, Výzk. úst. rostl. výroby, 1977.
- POPERELJA, F. A. — BABAJANC, L. T.: Blok komponentov gliadina Gld 1B3 kak marker gena, obuslavlivajuščevu ustojčivost rastenij pšenicy k steblevoj ržavčině. Vashnil, 1978, č. 6, s. 6-8.
- ZELLER, F. J. — OPPITZ, K.: Monosomenanalyse zur Lokalisierung des Gens *ScEC* für Schwarzrostresistenz in der Weizensorten 'Etoile de Choisy'. Z. PflZücht., 78, 1977, s. 79-82.

Došlo dne 25. 9. 1980

КОШНЕР, И. — БАРТОШ, П. (Научно-исследовательский институт растениеводства, Прага - Рузыне): Моносомный анализ и изучение наследственности устойчивости к стеблевой ржавчине пшеницы сорта 'Кавказ'. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2): 101-108.

При применении моносомной серии Чинес Спринг анализировалось генетическое основание устойчивости к стеблевой ржавчине, расе 214 у сорта 'Кавказ'. Результаты показали, что в управлении наследственностью устойчивости этого сорта участвуют не только ген или гены, перенесенные транслокацией с ржи, а скорее наследственность устойчивости основана гораздо сложнее; предполагается взаимодействие трех генов устойчивости и двух генов ингибиторов. Кроме предполагаемого гена в хромосоме 1B были еще локализованы гены устойчивости в хромосомах 2B и 6B, а гены ингибиторы были локализованы в хромосомах 4A и 6D. Результирующее фенотипическое проявление является результатом взаимодействия всех этих генов.

пшеница; анеуплоиды; стеблевая ржавчина; моносомные анализы

KOŠNER, J. — BARTOŠ, P. (Research Institute for Crop Production, Praha - Ruzyně): Monosomic Analysis and Study of Inheritance of Resistance to Stem Rust in Wheat Cultivar 'Kavkaz'. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2): 101-108.

The monosomic series of Chinese Spring was employed to analyse the genetic base of resistance to stem rust, race 214, in cultivar 'Kavkaz'. As apparent from the results, resistance inheritance in this cultivar is not controlled only by a gene or by genes transmitted by translocation from rye, but it is much more complex; it is

presumed that it is a result of interaction of three resistance genes and two inhibitor genes. Besides the presumed gene on chromosome 1B resistance genes on chromosomes 2B and 6B were localized and inhibitor genes on chromosomes 4A and 6D. Final phenotypic manifestation is a result of interaction of all these genes.

wheat; aneuploids; stem rust; monosomic analyses

KOŠNER, J. — BARTOŠ, P. (Forschungsinstitut für Pflanzenproduktion, Praha - Ruzyně): *Monosomenanalyse und Studium der Vererbung der Resistenz gegenüber Schwarzrost bei der Weizensorte 'Kavkaz'*. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 101-108.

Bei Benutzung monosomischer Serie Chinese Spring wurde genetische Anlage der Resistenz gegenüber Schwarzrost, Rasse 214 bei der Sorte 'Kavkaz' analysiert. Ergebnisse zeigten, daß an der Vererbung der Resistenz bei dieser Sorte nicht ein oder mehrere von Roggen mittels Translokation übertragene Gene teilnehmen, sondern daß die Resistenzerblichkeit komplizierter angelegt ist; es wird die Interaktion von drei Resistenzgenen und von zwei Inhibitoren genen vorausgesetzt. Außer dem vorausgesetzten Gen an dem Chromosom 1B wurden noch Resistenzgene an den Chromosomen 2B und 6B und Gene-Inhibitoren an den Chromosomen 4A und 6D lokalisiert. Die resultierende Phänotypenäußerung stellt eine Folge der Interaktion aller dieser Gene dar.

Weizen; Aneuploide; Schwarzrost; Monosomenanalysen

Adresa autorů:

Ing. Jindřich Košner, CSc., ing. Pavel Bartoš, CSc., Výzkumný ústav rostlinné výroby, 161 06 Praha 6 - Ruzyně

VÝŠKA ROSTLINY A DÉLKA HLAVNÍHO KLASU U HYBRIDŮ JARNÍ PŠENICE V F₁ A F₂ GENERACI

L. Dotlačil, M. Apltauerová

DOTLAČIL, L. — APLTAUEROVÁ, M. (Výzkumný ústav rostlinné výroby, Praha - Ruzyně): *Výška rostliny a délka hlavního klasu u hybridů jarní pšenice v F₁ a F₂ generaci*. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 109-118.

V tříletých polních pokusech (1973 až 1975) v Praze - Ruzyni byla u šesti hybridů v F₁ a F₂ generaci studována výška rostliny a délka hlavního klasu. Na základě analýzy dialelní tabulky byl u F₁ generace zjišťován podíl aditivity a dominance na projevu sledovaných znaků a odhadnuta kombinační schopnost odrůd. Výška hybridů v F₁ a F₂ generaci se nejčastěji blížila vyšší rodičovské odrůdě, menší heterozní efekt se projevil pouze u jednotlivých kombinací. Rovněž v délce hlavního klasu se většina hybridů blížila lepšímu rodiči, nízký heterozní efekt (do 8 %) byl poměrně častý v F₁ generaci, v F₂ generaci zpravidla zanikal. Na rozdíl od odrůd byla u hybridů F₁ a F₂ generace výška rostliny v korelaci s délkou hlavního klasu. Podíl hlavního klasu na celkové délce rostliny byl u hybridů poněkud nižší než u odrůd. U obou sledovaných znaků převažovaly aditivní genové účinky nad dominancí. Pro oba znaky byla významná obecná kombinační schopnost, menší účinky specifické kombinační schopnosti byly prokázány pouze pro výšku rostliny.

dialelní křížení; heteroze; analýza dialelní tabulky; kombinační schopnost

Současná technologie pěstování pšenice požaduje od šlechtitelů odrůdy s kratším stéblem. Vzhledem k pozitivní korelaci mezi výškou rostliny a výnosem zrna (Ball a, 1973; Law et al., 1978) je však často obtížné získat krátkostébelné a vysokoproduktivní typy. Dostatečně dlouhý klas je přitom jedním z předpokladů zajištění úložné kapacity pro zrna.

V raných generacích se u některých hybridních kombinací projevuje heteroze ve výšce rostliny (Nettewich, 1968; Kaydel, 1973; Ingold, 1974), což je negativním jevem ve šlechtění hybridní pšenice. Vzhledem k vysoké heritabilitě tohoto znaku (Albrecht, 1976; Ketata et al., 1976; Vlach, 1977b) je však možné výšku F₁ hybridů do značné míry ovlivnit výběrem rodičovských párů.

V této práci jsme se pokusili přispět k dosavadním poznatkům o dědičnosti výšky rostliny a délky hlavního klasu v raných generacích po křížení a upozornit na vztah mezi oběma znaky u hybridů.

Metodou poloviční dialely jsme křížili odrůdy jarní pšenice 'Zlatka' (ČSSR), 'Solo' (NSR), 'M 66' (Mexiko) a novošlechtění Ruzyňská 1715/68 (ČSSR) ('Orca' × 'Praga'). V letech 1973, 1974 a 1975 jsme ve VÚRV v Praze - Ružyni vyseli F₁ a F₂ generace hybridů spolu s rodičovskými odrůdami při výsevu 229 zrn na 1 m². Pokusy jsme založili ve třech blocích na parcelkách o velikosti 0,44 m² u souboru F₁ generace a 1,44 m² u generace F₂.

Výšku rostliny a délku hlavního klasu jsme hodnotili na základě údajů získaných měření 90 rostlin v roce 1973 a 60 rostlin v letech 1974 a 1975, které jsme náhodně odebírali ze zapojeného porostu. Zjištěné hodnoty znaků u F₁ a F₂ hybridů jsme srovnávali s průměrem rodičovských odrůd (MP) a lepší rodičovskou odrůdou (BP).

U souboru F₁ hybridů jsme podle Griffingovy metody II modelu I (Griffing, 1956) vypočetli obecnou (GCA) a specifickou (SCA) kombinační schopnost odrůd. Podle metody Haymana (1954a, b) jsme u téhož souboru na základě analýzy dialelní tabulky odhadli podíl aditivity a dominance na projevu sledovaných znaků. Interpretace Haymanovy analýzy rozptylu dialelní tabulky je podána podle Mathera a Jinkse (1971).

VÝSLEDKY

V souboru rodičovských odrůd byly zastoupeny tři výškové kategorie (tab. I). Odrůda 'M 66' byla nejnižší (55 až 76 cm — v rámci ročníků i F₁ a F₂ generace), následovala odrůda 'Solo' (68 až 84 cm). Nejvyšší byla odrůda 'Zlatka' a nšl. 1715/68 (80 až 109 cm).

V F₁ i F₂ generaci byly všechny hybridní kombinace vyšší než průměr rodičovských odrůd (tab. I). Větší výška hybridů se výrazně projevila v letech 1974 a 1975 (v průměru byly hybridy vyšší než odrůdy o 8 až 10 %) a jen v roce 1973 méně (4 až 6 %). Rozdíl mezi F₁ a F₂ generací byl ve všech ročnících velmi malý. Vyšší rodičovskou odrůdu (BP) překonala především kombinace 'M 66 × Solo' v letech 1974 a 1975 (o 7,6 a 4,7 % v F₁ generaci a 15,3 a 10,2 % v F₂ generaci). Nižší heterozní efekt se ojediněle vyskytl u kombinace 'Zlatka' × nšl. 1715/68. Ostatní kombinace (s výjimkou F₂ hybridu 'M 66' × nšl. 1715/68 v roce 1974) nedosáhly úrovně BP.

V průměru byly F₁ hybridy poněkud vyšší než hybridy F₂ generace v letech 1973 (o 2,5 %) a 1975 (o 1,4 %), v roce 1974 naopak o 1,0 % nižší.

V rámci odrůd měla nejdelší klas odrůda 'M 66' (8,4 až 10,2 cm). Ostatní tři odrůdy měly klas výrazně kratší (7,6 až 9,2 cm) a nebyly mezi nimi větší rozdíly (tab. II).

Všechny F₁ hybridy měly delší klas než průměr rodičovských odrůd (MP). Lepší rodičovskou odrůdu překonaly pouze některé kombinace v jednotlivých letech. Tendenci k projevu nižšího heterozního efektu (do 8 % k BP) lze pravděpodobně očekávat u F₁ kombinací 'Zlatka' × nšl. 1715/68 a 'Solo' × nšl. 1715/68. V F₂ generaci překonala většina hybridů hodnotu MP, pouze dvě výše uvedené kombinace dosáhly hodnoty BP.

Průměrná délka hlavního klasu se u F₁ a F₂ generace hybridů lišila jen málo. V letech 1973 a 1975 měly F₁ hybridy hlavní klas o 1,2 a 3,2 % delší, v roce 1974 se průměrné hodnoty F₁ a F₂ generace hybridů nelišily.

Výsledky studia kombinační schopnosti odrůd ukazuje tab. III. Pro výšku rostliny byly prokázány jak účinky obecné (GCA),

I. Výška rostliny (cm) u odrůd jarní pšenice a jejich hybridů v F₁ a F₂ generaci — Plant height (cm) in spring wheat cultivars and their F₁ and F₂ generation hybrids

Odrůda hybrid	F ₁ generace									F ₂ generace								
	1973			1974			1975			1973			1974			1975		
	$\bar{x}$	% k MP	% k BP	$\bar{x}$	% k MP	% k BP	$\bar{x}$	% k MP	% k BP	$\bar{x}$	% k MP	% k BP	$\bar{x}$	% k MP	% k BP	$\bar{x}$	% k MP	% k BP
Novošlechtění 1715/68	81,0	—	—	101,4	—	—	98,3			80,0	—	—	102,3	—	—	97,9		
Zlatka	85,1	—	—	108,6	—	—	105,0			81,7	—	—	108,6	—	—	104,9		
Solo	69,4	—	—	83,7	—	—	81,1			68,0	—	—	82,9	—	—	81,2		
M 66	55,1	—	—	75,7	—	—	65,8			56,5	—	—	75,7	—	—	65,8		
Zlatka × Nšl. 1715/68	83,4	+ 0,4	- 2,0	110,7	+ 5,4	+ 1,9	109,9	+ 8,1	+ 4,7 ⁺	82,9	+ 2,5	+ 1,5	108,1	+ 2,5	- 0,5	105,0	+ 3,6	+ 0,1
Solo × Nšl. 1715/68	77,1	+ 2,5	- 4,8	97,5	+ 5,3	- 3,8	95,5	+ 6,5	- 2,8	74,8	+ 1,1	- 6,5	96,0	+ 3,7	- 6,2	94,7	+ 5,8	- 3,3
M 66 × Nšl. 1715/68	75,0	+ 10,2	- 7,4	99,4	+ 12,3	- 2,0	93,9	+ 14,4	- 4,5	73,9	+ 8,3	- 7,6	104,2	+ 17,1	+ 1,9	92,1	+ 12,5	- 5,9
Solo × Zlatka	80,0	+ 3,6	- 6,0	100,2	+ 4,2	- 6,7	98,4	+ 5,7	- 6,3	79,6	+ 6,3	- 2,6	97,2	+ 1,5	- 10,5	95,1	+ 2,2	- 9,3
M 66 × Zlatka	75,6	+ 7,8	- 11,2	101,3	+ 9,9	- 6,7	94,7	+ 10,9	- 9,8	71,2	+ 3,0	- 12,9	104,1	+ 13,0	- 4,1	93,0	+ 9,0	- 11,3
M 66 × Solo	68,6	+ 10,2	- 1,2	90,1	+ 13,0	+ 7,6 ⁺	84,9	+ 15,6	+ 4,7 ⁺	65,8	+ 5,7	- 3,2	95,6	+ 20,5	+ 15,3 ⁺	89,5	+ 21,8	+ 10,2 ⁺
F-test	299,3 ⁺			439,5 ⁺			491,4 ⁺			175,1 ⁺			161,6 ⁺			145,2 ⁺		
Md při P = 0,05	2,70			2,84			2,84			3,54			4,73			4,92		
$\bar{x}$ odrůd	72,7			92,4			87,6			71,6			92,4			87,5		
$\bar{x}$ hybridů	76,6			99,9			96,2			74,7			100,9			94,9		
Vk souboru (%)	14,3			13,2			5,1			15,9			14,6			8,9		

⁺ P = 0,05

II. Délka hlavního klasu (cm) u odrůd jarní pšenice a jejich hybridů v F₁ a F₂ generaci — Main ear length (cm) in spring wheat cultivars and their F₁ and F₂ generation hybrids

Odrůda hybrid	F ₁ generace									F ₂ generace								
	1973			1974			1975			1973			1974			1975		
	$\bar{x}$	% k MP	% k BP	$\bar{x}$	% k MP	% k BP	$\bar{x}$	% k MP	% k BP	$\bar{x}$	% k MP	% k BP	$\bar{x}$	% k MP	% k BP	$\bar{x}$	% k MP	% k BP
Novošlechtění 1715/68	8,2			8,7			9,2			7,9			8,8			9,2		
Zlatka	7,6			8,8			8,7			7,7			9,0			9,1		
Solo	7,8			8,3			9,1			7,7			8,1			8,7		
M 66	8,4			9,7			10,1			8,7			10,2			10,2		
Zlatka × Nšl. 1715/68	8,2	+3,8	0,0	9,2	+5,1	+4,5	9,5	+6,1	+3,3	8,1	+3,8	+2,5	8,9	0,0	-1,1	9,3	+1,6	+1,1
Solo × Nšl. 1715/68	8,2	+2,5	0,0	9,0	+5,9	+2,3	9,9	+8,2	+7,6 ⁺	7,9	+1,3	0,0	8,8	+4,1	0,0	9,4	+5,0	+2,2
M 66 × Nšl. 1715/68	8,8	+6,0	+4,8 ⁺	9,3	+1,1	-4,1	9,7	+1,0	-3,0	8,6	+3,6	-1,1	9,6	+1,1	-5,9	9,8	+1,0	-3,9
Solo × Zlatka	7,7	0,0	-1,3	9,0	+5,3	+2,3	9,5	+6,7	+4,4	7,7	0,0	0,0	9,0	+5,3	0,0	8,8	-1,1	-3,3
M 66 × Zlatka	8,6	+7,5	+2,4	9,5	+2,7	-2,1	9,6	+2,7	-4,0	8,5	+3,7	-2,3	9,4	-2,1	-7,8	9,5	-1,6	-6,9
M 66 × Solo	8,2	+1,2	-2,4	9,1	+1,1	-6,2	9,9	+3,7	-1,0	8,3	+1,2	-4,6	9,6	+4,9	-5,9	9,8	+3,7	-5,9
F-test	23,6 ⁺			14,6 ⁺			12,1 ⁺			21,3 ⁺			26,3 ⁺			4,1 ⁺		
Md při P = 0,05	0,38			0,48			0,59			0,42			0,55			1,01		
$\bar{x}$ odrůd	8,0			8,9			9,3			8,0			9,0			9,3		
$\bar{x}$ hybridů	8,3			9,2			9,7			8,2			9,2			9,3		
Vk souboru (%)	10,4			9,7			10,6			11,6			11,7			15,3		

+ P = 0,05

tak i specifické (SCA) kombinační schopnosti. Výrazně převažovala GCA nad SCA (poměr GCA/SCA podle ročníků = 20,5, 12,3 a 3,6). Dobrou GCA (z hlediska nízkého vzrůstu) vykazala především odrůda 'M 66', v menší míře i odrůda 'Solo'. Dobrou SCA můžeme předpokládat u kombinace 'Solo X Zlatka'.

Pro délku hlavního klasu byly prokázány pouze účinky GCA. Nejvyšší kombinační schopnost měla jednoznačně odrůda 'M 66', nejnižší odrůda 'Solo'.

Jak ukazují hodnoty průměrných čtverců z analýzy rozptylu dialelní tabulky (tab. III), výška rostliny je podmíněna geny s aditivním (a) a dominantním (b) účinkem, aditivní účinky výrazně převažují ($MS\ a / MS\ b > 10$). Významné hodnoty pro b_1 potvrzují jednosměrnost dominance (dominantní je vyšší vzrůst) a hodnoty pro b_2 dokazují významnost odchylek, způsobených i -tým rodičem. Specifická dominance jednotlivých kombinací (b_3) byla významná pouze v roce 1975.

Pro délku hlavního klasu byly významné především účinky aditivních genů (a), menší účinky dominance (b) byly prokázány pouze v letech 1973 a 1975. Dominance měla jednosměrný účinek (b_1), dominantní byl delší klas. Ojedinele byly v roce 1973 prokázány významné odchylky způsobené i -tým rodičem (b_2). Specifická dominance jednotlivých kombinací (b_3) prokázána nebyla.

DISKUSE

Z výsledků této práce vyplývá, že F_1 hybridy se ve výšce rostliny nejčastěji blížily vyšší rodičovské odrůdě, vždy však byly delší než průměr rodičovských odrůd. Nižší heterozní efekt ve výšce (max. 8 % k BP) se projevil pouze u jednotlivých kombinací a ročníků. Ke srovnatelným závěrům dospěli Ingold (1974), Orenčák (1975), Albrecht (1976), Saakjan, Sarkisjan (1977), Vlach (1977a) a další. Vyšší heterozní efekt (20 až 25 %) uvádějí Yadav, Murty (1976) a Matuz, Kertes (1977). Naopak Fonseca, Patterson (1968) nezjistili heterozii u žádného z 21 zkoušeného hybrida.

V F_2 generaci byla situace obdobná jako u F_1 hybridů. Projev heterozy nebyl častý, heterozní kombinace z F_1 generace si však udržely projev heterozy i v F_2 generaci. Heterozii v F_2 generaci zaznamenali rovněž Ketata et al., (1976), Matuz, Kertes (1977) a Dončeva (1978).

Na základě uvedených výsledků a literárních údajů usuzujeme, že projev heterozy ve výšce rostliny není u F_1 hybridů příliš výrazný, avšak do značné míry zůstává uchován i v F_2 generaci.

Srovnáme-li hybridy s průměrem rodičovských odrůd, je efekt k MP spjat s výškou hybridů. Nejvýraznější efekt se projevil u nejnižších hybridů. To je patrné zejména u kombinací odrůdy 'M 66', nesoucí geny zakrslosti. Proti kombinacím bez účasti této odrůdy se projevil vyšší efekt k MP v F_1 generaci, který se nemněnil či spíše zvyšoval v generaci F_2 . Za příčinu lze považovat narušení sestavy genů zakrslosti u hybridů a projev rekombinací bez těchto genů v generaci F_2 .

Výška hybridů a případný projev heterozy jsou závislé na volbě rodičovských kombinací a jsou ovlivněny ročníkem. Podle našich výsled-

III. Charakter dědičnosti výšky rostliny a délky hlavního klasu a kombinační schopnost u F₁ hybridů a odrůd jarní pšenice v letech 1973 až 1975 — Inheritance characters of plant height and main ear length and combining ability in F₁ hybrids and cultivars of spring wheat in the years 1973 to 1975

Sledovaný znak	Ročník	Hodnoty průměrných čtverců pro jednotlivé složky genetické proměnlivosti					Kombinační schopnost											
							Průměrné čtverce pro GCA	Průměrné čtverce pro SCA	Novošlechtění 1715/68	Efekty GCA			Efekty SCA					
		<i>a</i>	<i>b</i> ₁	<i>b</i> ₂	<i>b</i> ₃	<i>b</i>				Zlatka	Solo	M 66	Zlatka × × nšl. 1715/68	Solo × × nšl. 1715/68	M 66 × × nšl. 1715/68	Solo × × Zlatka	M 66 × × Zlatka	M 66 × × Solo
Výška rostliny	1973	753,3 ⁺⁺	141,2 ⁺⁺	33,8 ⁺⁺	6,3	42,5 ⁺⁺	214,0 ⁺	10,4 ⁺	3,7	5,7	-1,8	-7,6	-1,0	0,2	3,9	0,9	2,5	3,0
	1974	1145,8 ⁺⁺	442,5 ⁺⁺	51,4 ⁺⁺	3,2	100,4 ⁺⁺	314,6 ⁺	25,5 ⁺	4,2	8,0	-5,0	-7,1	1,5	1,2	5,3	0,2	3,4	5,2
	1975	1547,2 ⁺⁺	677,3 ⁺⁺	32,0 ⁺⁺	16,0 ⁺⁺	134,2 ⁺⁺	307,8 ⁺	86,4 ⁺	7,2	3,0	-0,6	-9,6	7,0	5,6	5,2	-14,4	7,8	2,3
Délka hlavního klasu	1973	1,43 ⁺⁺	0,75 ⁺⁺	0,25 ⁺	0,14	0,30 ⁺⁺	0,29 ⁺	0,07	0,1	-0,2	-0,2	0,3	0,1	0,1	0,2	-0,1	0,4	-0,1
	1974	1,89 ⁺⁺	0,46 ⁺	0,14	0,03	0,16	0,55 ⁺	0,04	-0,1	0,0	-0,3	0,4	0,1	0,2	0,1	0,2	0,0	-0,1
	1975	0,58 ⁺⁺	0,38 ⁺	0,10	0,10	0,15 ⁺	0,31 ⁺	0,09	-0,2	0,0	-0,1	0,3	0,2	-0,5	0,2	-0,3	-0,1	0,1

+ *P* = 0,05

++ *P* = 0,01

ků byl projev heteroze výraznější v letech s delší vegetační dobou (1974 a 1975).

V délce hlavního klasu se většina hybridů blížila lepšímu rodiči, nízký heterozní efekt (do 8 % k BP) byl poměrně častý v generaci F₁, v F₂ generaci se projevil jen ojediněle. O nižší frekvenci výskytu heteroze v tomto znaku (u 19 % F₁ hybridů) se zmiňují Lukjanenko, Timofeev (1970). Uváděné hodnoty heterozního efektu u F₁ i F₂ hybridů jsou nízké (do 8 %) (Orenčák, 1975, 1976; Nettewich, 1968) a shodují se s našimi údaji.

Podíl hlavního klasu na celkové délce rostliny byl u jednotlivých odrůd odlišný. Zatímco u odrůdy 'M 66' činil 13 až 16 %, u ostatních odrůd se pohyboval od 8 do 11 %. Korelace mezi výškou rostliny a délkou hlavního klasu nebyla u odrůd prokázána. Naopak významnost této korelace u hybridů (0,64^{xx} v F₁ generaci a 0,65^{xx} v F₂ generaci — počítáno přes ročníky) ukazuje na vztah mezi oběma znaky. U F₁ i F₂ generace hybridů se podíl hlavního klasu na celkové délce rostliny zpravidla snižoval. Na základě těchto zjištění usuzujeme, že prodloužení stébla F₁ a F₂ hybridů je nejen absolutně, ale i relativně výraznější než prodloužení hlavního klasu.

Analýza dialelní tabulky ukázala na aditivní založení obou znaků s menšími účinky dominance pro větší délku rostliny i hlavního klasu. Podobné údaje uvádějí pro výšku rostliny Šurkin (1968), Bhatt (1971), Račinski (1971), Law et al. (1978), pro délku hlavního klasu Walton (1969). Nechybí však ani práce, dokazující u obou znaků převahu dominance (Selim, 1965).

Výsledky analýzy kombinační schopnosti potvrdily významnou úlohu GCA pro oba znaky. Pro výšku rostliny lze počítat i s nižším efektem SCA, který pro délku hlavního klasu nebyl prokázán. Shodné výsledky pro výšku rostliny uvádějí Bhatt (1971) a Matuz et al. (1974). Yada v, Murty (1976) uvádějí poměr GCA/SCA = 10, což je srovnatelné s našimi výsledky (poměr GCA/SCA podle ročníků = 20,6, 12,3 a 3,6). Z uvedených hodnot je zřejmé, že poměr GCA/SCA je výrazně ovlivňován ročníkem. Pouze účinky GCA uvádějí pro výšku rostliny Bitzer, Fu (1972). Pro délku hlavního klasu zjistil Walton, (1971) převládající účinky GCA, avšak i významnou SCA. Rozdílné závěry o úloze SCA je možné vysvětlit odlišným pokusným materiálem a poměrně malým souborem odrůd v našich pokusech.

Z hlediska kombinační schopnosti můžeme odrůdy v rámci souboru charakterizovat následovně: odrůda 'M 66' vykázala nejlepší (tj. nejnížší) GCA pro výšku rostliny a nejvyšší GCA pro délku hlavního klasu. SCA pro výšku rostliny byla u některých kombinací této odrůdy poněkud vyšší. Odrůda 'Solo' vykázala nižší GCA a v kombinaci s odrůdou 'Zlatka' nejnížší SCA pro výšku rostliny a nejnížší GCA pro délku hlavního klasu. U odrůdy 'Zlatka' a nšl. 1715/68 jsme zjistili vysokou GCA a i vyšší hodnoty SCA (zvláště v kombinacích s odrůdou 'M 66') pro výšku rostliny a střední GCA pro délku hlavního klasu.

Uvedené výsledky byly získány studiem úzkého souboru čtyř odrůd. Při širším zkoušeném souboru či výběru odlišných odrůd do křížení lze očekávat jiné hodnoty. To platí zejména pro výsledky analýz dialelní tabulky, platné pouze v rámci zkoušeného souboru odrůd. I potom (jak ukazují značné rozdíly v ročnících) je často interpretace obtížná.

Literatura

- ALBRECHT, B.: Untersuchungen zur Heritabilität des Merkmals Halmlänge und weiterer Merkmale von Winterweizen. Tagber. Akad. Landwirtsch.-Wiss. DDR, Berlin, 143, 1976, s. 95-103.
- BALLA, L.: Correlations between grain yields of "A" strains and other wheat characteristics. Acta agron. Acad. Sci. hung., 22, 1973, č. 1-2, s. 143-151.
- BHATT, G. M.: Heterotic performance and combining ability in a diallel cross among spring wheats (*Triticum aestivum* L.). Aust. J. agric. Res., 22, 1971, s. 359-368.
- BITZER, M. J. — FU, S. H.: Heterosis and combining ability in southern soft red winter wheats. Crop Sci., 12, 1972, č. 1, s. 35-37.
- DONČEVA, I.: Transgresija na količestveni priznaci pri chibridi zimna pšenica. Genet. i Selek., 11, 1978, č. 5, s. 317-322.
- FONSECA, S. — PATTERSON, F. L.: Hybrid vigour in a seven-parent diallel cross in common winter wheat (*T. aestivum* L.). Crop Sci., 8, 1968, s. 614-617.
- GRIFFING, J. B.: Concept of general and specific combining ability in relation to diallel crossing systems. Aust. J. Biol. Sci., 9, 1956, s. 463-493.
- HAYMAN, B. I.: The analysis of variance of diallel tables. Biometrics, 10, 1954, č. 2, s. 235-244.
- HAYMAN, B. I.: The theory and analysis of diallel crosses. Genetics, 39, 1954, s. 789-809.
- INGOLD, M.: La longueur de la paille dans les hybrides F₁ du blé (*Triticum aestivum* L.). Rech. agron. Suisse, 13, 1974, č. 1/2, s. 235-243.
- KEYDEL, F.: Untersuchungen über die Leistungseigenschaften von F₁ Hybriden von Winterweizen. Z. Pflzücht., 69, 1973, č. 3, s. 239-255.
- KETATA, H. — EDWARDS, L. H. — SMITH, E. L.: Inheritance of eight agronomic characters in a winter wheat cross. Crop Sci., 16, 1976, č. 1/2, s. 19-22.
- LAW, C. N. — SNAPE, J. W. — WORLAND, A. J.: The genetical relationship between height and yield in wheat. Heredity, 40, 1978, č. 1, s. 133-151.
- LUKJANENKO, P. — TIMOFEEV, V.: Izučeniye geterozisa u m'jagkoj ozimoy pšenicy. Vest. sel'-choz. Nauki, 9, 1970, s. 13-19.
- MATHER, K. — JINKS, J. L.: Biometrical Genetics. London, Chapman and Hall Ltd., 1971.
- MATUS, J. — PARÁDI, L. — SCHULTZ, M. — BARABÁS, Z.: General and specific combining ability in winter wheat at two plant densities. Cereal Res. Commun., 2, 1974, č. 3, s. 175-183.
- MATUZ, I. — KERTES, Z.: Ereditatea inaltimei plantelor in F₁ si F₂ la hibrizii de griu comun. Probl. Genet. teor. apl., 9, 1977, č. 4, s. 343-346.
- NETTEWICH, E. D.: The problem of utilizing of heterosis in wheat (*T. aestivum*). Euphytica, 17, 1968, č. 1, s. 54-62.
- ORENČÁK, L.: Stúdium kombinačnej spôsobilosti niektorých odrôd ozimnej pšenice na hodnotu heterózy v hlavných prvkoch úrodnosti. Zbor. Pedag. fak. v Prešove, UPJŠ, Košice, 1975, č. 1, s. 149-160.
- ORENČÁK, L.: Heteróza v hlavných prvkoch úrodnosti hybridov vybraných odrôd pšenice ozimnej. Zbor. Pedag. fak. v Prešove, UPJŠ, Košice, 1976, č. 1, s. 125-135.
- RAČINSKI, T.: Nasledjavane na visocinata na stäbloto i produktivnosta na klasa pri meždusortovi chibridi na obiknovenata pšenica. Genet. i Selek., 4, 1971, č. 6, s. 369-380.
- SAAKJAN, G. A. — SARKISJAN, A. A.: Geterozis nekotorych količestvennykh priznakov pšenicy v diallelnykh skreščivaniyach pri učastii inducirovannykh mutantov. Biol. Ž. Armen., 30, 1977, č. 1, s. 69-74.
- SELIM, A. K.: Quantitative inheritance in some wheat cross. Ann. agr. Sci., Fac. Agric. Ain. Shams Univ. Cairo, 5, 1965, s. 97-110.
- ŠURKIN, V. P.: Ispolzovaniye geterozisa pri polučeniji gibridnykh linij jarovoj pšenicy. Sel'-choz. Biol., 3, 1968, č. 6, s. 910-912.
- VLACH, M.: Projev heteroze v délce rostlin u ozimé pšenice. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 13, 1977a, č. 3, s. 169-174.
- VLACH, M.: Proměnlivost a dědičnost nejdůležitějších znaků u ozimé pšenice v různých generacích po křížení. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 13, 1977b, č. 3, s. 175-182.

WALTON, P. D.: Inheritance of morphological characters associated with yield in spring wheat. Can. J. Pl. Sci., 49, 1969, č. 5, s. 587-596.

WALTON, P. D.: The genetics of yield in spring wheat (*T. aestivum* L.). Can. J. Genet. Cytol., 13, 1971, č. 1, s. 110-114.

YADAV, S. P. — MURTY, B. R.: Heterosis and combining ability in crosses of different height categories in bread wheat. Indian J. Genet. Pl. Breed., 36, 1976, č. 2, s. 184-196.

Došlo dne 24. 12. 1980

ДОТЛАЧИЛ, Л. — АПЛТАУЕРОВА, М. (Научно-исследовательский институт растениеводства, Прага - Рузыне): Высота растения и длина главного колоса у гибридов яровой пшеницы в F₁ и F₂ генерациях. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 109-118.

В трехлетних полевых испытаниях (1973—1975 гг.) в Праге - Рузыне у шести гибридов в F₁ и F₂ генерациях изучались высота растения и длина главного колоса. На основе анализа диаллельной таблицы в F₁ генерации определялась доля аддитивности и доминанции в проявлении изучаемых признаков и устанавливалась комбинационная способность сортов. Высота гибридов в F₁ и F₂ генерациях чаще всего приближалась к высоте родительского сорта; меньший гетерозисный эффект проявился только в отдельных комбинациях. Также по длине главного колоса большинство гибридов приближалось к лучшему родителю; низкий гетерозисный эффект (до 8 %) сравнительно часто имел место в F₁ генерации, в F₂ генерации он, как правило, не проявлялся. В отличие от сортов у гибридов F₁ и F₂ генераций высота растения находилась в корреляции с длиной главного колоса. Доля главного колоса в общей длине растения у гибридов была несколько ниже, чем у сортов. У обоих изучаемых признаков преобладали аддитивные генные действия над доминанцией. Для обоих признаков значимой была общая корреляционная способность, меньшие действия специфической комбинационной способности были доказаны только для высоты растения.

диаллельное скрещивание; гетерозис; анализ диаллельной таблицы; комбинационная способность

DOTLAČIL, L. — APLTAUEROVÁ, M. (Research Institute for Crop Production, Praha - Ruzyně): Plant Height and Main Ear Length in F₁ and F₂ Generations of Spring Wheat Hybrids. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 109-118.

Three-year field experiments (1973 to 1975) were performed to study F₁ and F₂ generations of six hybrids as to the plant length and main ear length. On the basis of diallel table analysis the proportion of additivity and dominance in the manifestation of the followed characters was determined in F₁ generation and the combining ability of cultivars estimated. The hybrid height in F₁ and F₂ generations most often approached the higher parent cultivar, a lesser heterosis effect was apparent only in individual combinations. As far as the main ear length is concerned, the majority of hybrids approached the better parent; a low heterosis effect (up to 8 %) was relatively common in F₁ generation, whereas in F₂ generation generally disappeared. Unlike in cultivars, the plant height in hybrids of F₁ and F₂ generations was in correlation with the length of the main ear. In hybrids a rather lower proportion of the main ear in the total plant length was found than in cultivars. In both studied characters, additive gene effects were superior to domination. Both characters had a significant combining ability, lesser effects of the specific combining ability were proved only for the plant length.

diallel crossing; heterosis; diallel table analysis; combining ability

DOTLAČIL, L. — APLTAUEROVÁ, N. (Forschungsinstitut für Pflanzenproduktion, Praha - Ruzyně): Pflanzenhöhe und Länge des Hauptähres bei den Sommerweizenhybriden in den F₁- und F₂-Generationen. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 109-118.

Mit Hilfe von dreijährigen Feldversuchen (1973 bis 1975) wurden bei sechs Hybriden der F₁- und F₂-Generationen die Pflanzenhöhe und die Länge des Hauptähres

studiert. Die Versuche wurden in Praha - Ruzyně vorgenommen. Aufgrund der Analyse der Dialleltabelle wurde bei der F₁-Generation der Anteil der Additivität und Dominanz an der Äußerung der beobachteten Merkmale festgestellt und die Kombinationsfähigkeit der Sorten geschätzt. Die Höhe der Hybriden in den F₁- und F₂-Generationen näherte sich meistens der höheren Elternsorten, ein kleinerer heteroser Effekt zeigte sich nur bei einzelnen Kombinationen. Auch in bezug auf die Länge des Hauptähres näherte sich die Mehrheit der Hybriden der besseren Elternsorte; in der F₁-Generation zeigte sich verhältnismäßig oft ein niedriger heteroser Effekt (bis zu 8 %), während er in der F₂-Generation in der Regel verfiel. Im Unterschied zu den Sorten stand bei den Hybriden der F₁- und F₂-Generationen die Pflanzenhöhe in Korrelation zu der Länge des Hauptähres. Der Anteil des Hauptähres an der Gesamtlänge der Pflanze war bei den Hybriden etwas niedriger als bei den Sorten. Bei den beiden beobachteten Merkmalen überwogen additive Genwirkungen über der Dominanz. Für die beiden Merkmale war die allgemeine Kombinationsfähigkeit von Bedeutung, geringe Wirkungen der spezifischen Kombinationsfähigkeit wurden nur bei der Pflanzenlänge bewiesen.

Diallelkreuzung; Heterosis; Analyse der Dialleltabelle; Kombinationsfähigkeit

Adresa autorů:

Ing. Ladislav Dotlačil, CSc., ing. Marie Apltauerová, CSc., Výzkumný ústav rostlinné výroby, Drnovská 507, 161 06 Praha 6 - Ruzyně

ŠPECIFICKÉ VPLYVY RETACELU NA GENOTYPY OZIMNEJ PŠENICE

J. Hudec

HUDEC, J. (Šľachtiteľská stanica, Víglaš): *Špecifické vplyvy Retacelu na genotypy ozimnej pšenice*. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2): 119-128.

Retacel je pre pšenicu nielen cenný morforegulátor — prípravok pre zvyšovanie odolnosti proti poliehaniu, ale aj významný regulátor, či stabilizátor úrod zrna, t. j. činiteľ pre vyrovňovanie agroekologických a sezónnych rozdielov, za predpokladu, že sa pri jeho aplikácii dodržia všetky metodické pokyny, pri súčasnom rešpektovaní odrodovej citlivosti.

prvky úrodnosti; odolnosť voči poliehaniu; odrodová citlivosť

Morforegulačné prípravky patria dnes v systéme pesticídov už k dobre známym a hodne používaným intenzifikačným faktorom. Pri pšenici sa takmer bežne používa československý prípravok Retacel s biologicky aktívnou látkou chlormekvat.

V prvých fázach zavádzania tohoto prípravku do praxe boli pri ňom sledované a študované prevážne morforegulačné účinky prejavujúce sa v skracovaní a v spevňovaní slamy a vo zväčšovaní koreňového systému, v dôsledku čoho sa zvyšuje odolnosť vysokostebelných odrôd proti poliehaniu a tým aj stabilizácia úrod zrna. Tento účinok Retacelu potvrdzujú výsledky veľkého počtu domácich a zahraničných autorov (Mklós, 1966; Mulalič, Župančič, 1967; Korole, Gulidov, 1967; Miladinovič, 1967).

V ďalších prácach (Adler et al., 1968; Hanus, 1967; Krišťan, Skala, 1975; Krušková, 1976; Krušková et al., 1976; Pešík, 1971; Petr, Poláček, 1971) sa zistilo, že Retacel zvýšil úrody pšenice aj v rokoch, kedy nedošlo k poliehaniu porastov, resp. pri nepoliehavých odrodách, čím sa dokázal stimulačný účinok Retacelu na úrodnosť pšenice.

Veľmi pozitívny vplyv Retacelu na úrody zrna sa prejavil aj v našich pokusoch v rokoch 1976—1977 (Hudec, 1978).

V rokoch 1978 a 1979 sme na ŠS Víglaš - Pstruša overovali výsledky z predchádzajúcich rokov. Zhodou okolností sa pokusné roky priebehom poveternosti výrazne odlišovali od 40-ročného normálu, ale aj medzi sebou navzájom, čím sa vytvorili podmienky pre prejav špecifických vplyvov Retacelu na pšenicu, ktoré sú predmetom tohoto článku.

MATERIÁL A METÓDY

Pokusy sme robili na ŠS Víglaš - Pstruša, ktorá sa nachádza v zemiakárskej výrobnnej oblasti, subtyp pšeničný. Nadmorská výška lokality je 380 m, štyridsaťročný teplotný normál je 8 °C a zrážkový 666 mm.

V roku 1978 bol založený tzv. staničný pokus (SP), v dvoch variantoch a tvorilo ho 27 odrôd a novošlachtencov. Prvý variant bol bez Retacelu a v druhom sme porast ošetrili dávkou 3 l Retacelu na ha v piatej až šiestej fenofáze (podľa Feekesa). Predplodinou bola kukurica na zeleno. Hnojenie: N — 120 kg, P_2O_5 — 120 kg, K_2O — 150 kg na ha.

V roku 1979 boli založené dva pokusy. V jednom bolo zaradených 25 odrôd (tzv. staničný pokus — SP) a v druhom 41 odrôd (tzv. kolektívny pokus — KP). Obidva pokusy mali variant s Retacelom a bez Retacelu. Dávka Retacelu 3 l na ha bola aplikovaná v piatej a šiestej fenofáze porastu. Varianty sa líšili dobou aplikácie Retacelu v priebehu dňa — v KP bol Retacel aplikovaný od 8.00 h do 10.00 h, pri SP od 14.00 h do 16.00 h. Predplodinou bola jarná peluška na zrno a pozemek bol hnojený 135 kg dusíka, 120 kg P_2O_5 , 120 kg K_2O na ha.

Plocha jedného variantu vo všetkých pokusoch bola 10 m² a výsev 4 mil. klíč. zrn na ha.

Z jednotlivých variantov a odrôd sme pred zberom odobrali vzorky zreých rastlín na analýzu niektorých prvkov úrodnosti: dĺžka slamy v cm, počet produktívnych klasov na m², počet zrn v klase, hmotnosť zrna z klasu, hmotnosť 1000 obiliek v g, podiel zrna z celkovej biomasy a hmotnosť celkovej biomasy v t.ha⁻¹.

Pri úrode zrna sme použili analýzu rozptylu a zistili hranice nízkej a vysokej preukaznosti pre každý pokus.

VÝSLEDKY

Ako vyplýva z tab. I, rok 1978 sa vyznačoval chladným a daždivým počasím, v dôsledku čoho sa značne predĺžila vegetačná doba a vytvorili sa veľmi priaznivé podmienky pre odnožovanie a hustnutie porastov. Pšenica dozrievala od 8. do 21. augusta. Dlhá vegetačná doba a chladné počasie pri dozrievaní sa priaznivo prejavili na úrodách, ktoré sa pohybovali od 6 do 10 t.ha⁻¹ (tab. II). Retacel zvýšil pri 27 genotypoch úrody zrna v priemere o 6,8 %. Zvýšenie je pri štyroch odrodách vysoko preukazné a pri dvoch dosiahlo dolnú hranicu preukaznosti. Celkovo možno hovoriť o priaznivom vplyve na úrodu zrna.

Zvýšenie úrody bolo spôsobené vyšším počtom zrn v klase, vyššiou hmotnosťou zrna z klasu a vyššiou hmotnosťou 1000 obiliek (až o 2,2 g) — tab. III.

Dĺžka slamy sa znížila o 8 %, a čo je zvláštne, počet produktívnych klasov klesol v priemere o 3 %. Pri niektorých genotypoch, napr. pri nšl. SK-2100 (Košítká) s dobrou odnožovacou schopnosťou klesol počet produktívnych klasov až o 35 %, pričom úroda klesla o 3 % (nšl. SK-2100 reaguje na Retacel všeobecne špatne). Pri nšl. PS-102/76 znížil Retacel počet produktívnych klasov o 12 %, ale zvýšil úrody o 7 %. Pri odrode 'Slávia' sa znížil počet produktívnych odnoží o 12 % a úroda sa zvýšila o 4,5 %. Nšl. BU-10 (Amika) pri 7 % znížení počtu produktívnych klasov zvýšila úrodu zrna o 39 %, cez výrazné zvýšenie hmotnosti 1000 obiliek (o 6,2 g). Pri odrode 'Mironovská 808' je 40% zvýšenie úrody zrna temer úmerné zníženiu počtu produktívnych klasov o 37,8 % (tab. II).

Ako udáva tab. I v roku 1979 bol celkový priebeh počasia (ale zvlášť v niektorých vegetačných mesiacoch) až diametrálne odlišný tak v pomere k roku 1978, ako aj od 40-ročného priemeru. Hlavne druhá polovica mája a prvá polovica júna boli bez daždivých zrážok a svojimi tropickými teplotami prevyšovali 40-ročný normál o 2,9 °C a rok 1978 až o 4,0 °C, pritom v tomto roku za uvedené obdobie napršalo 92,6 mm zrážok.

I. Prehľad povetnostných činiteľov v hlavných vegetačných mesiacoch v rokoch 1978 a 1979 — A survey of weather factors in the main months of vegetation in 1978 and 1979

Mesiac	Dekáda	Teplota vzduchu v °C			Zrážky v mm	40-ročný priemer	
		priemer- ná	maxi- málna	mini- málna		teplotný	zrážkový
Apríl 1978	I.	6,5	18,7	-6,4	10,2		
	II.	6,0	13,2	-1,5	45,2		
	III.	9,4	17,2	-0,5	28,1		
		7,3 ⁺	—	—	83,5 [×]	8,9 ⁺	42 [×]
Máj 1978	I.	11,2	19,0	-0,5	29,5		
	II.	8,4	19,5	-2,2	7,3		
	III.	13,5	26,5	4,0	44,4		
		11,2 ⁺	—	—	81,2 [×]	13,1 ⁺	71 [×]
Jún 1978	I.	16,6	26,6	7,0	42,5		
	II.	12,9	22,8	3,2	10,8		
	III.	14,6	24,5	4,6	11,6		
		14,7 ⁺	—	—	64,9 [×]	17,0 ⁺	89 [×]
Júl 1978	I.	14,9	25,7	5,0	41,3		
	II.	14,6	24,6	4,0	16,1		
	III.	16,3	28,5	2,9	10,0		
		15,2 ⁺	—	—	67,4 [×]	18,6 ⁺	78,0 [×]
August 1978	I.	14,4	27,6	8,3	48,7		
	II.	14,1	26,0	5,0	20,0		
	III.	13,3	25,5	1,0	11,4		
		14,9 ⁺	—	—	80,1 [×]	17,8 ⁺	68,0 [×]
Apríl 1979	I.	4,9	16,5	-2,4	17,3		
	II.	7,0	20,6	-4,3	—		
	III.	7,6	15,5	-1,5	63,9		
		6,5 ⁺	—	—	81,2 [×]	8,9 ⁺	42,0 [×]
Máj 1979	I.	8,2	19,0	0,1	21,8		
	II.	14,9	27,3	1,5	0,6		
	III.	17,3	29,0	5,0	3,1		
		13,7 ⁺	—	—	25,5 [×]	13,1 ⁺	71,0 [×]
Jún 1979	I.	19,4	30,2	8,5	—		
	II.	16,7	29,5	5,0	72,0		
	III.	18,2	29,6	9,5	11,7		
		18,1 ⁺	—	—	83,7 [×]	17,0 ⁺	89,0 [×]
Júl 1979	I.	14,5	22,4	4,5	8,5		
	II.	15,9	29,0	6,5	6,6		
	III.	16,7	29,5	3,6	11,3		
		15,7 ⁺	—	—	26,4 [×]	18,6 ⁺	78,0 [×]
August 1979	I.	18,5	33,0	7,0	72,4		
	II.	16,2	29,2	7,0	47,0		
	III.	14,9	27,0	3,6	5,7		
		16,5 ⁺	—	—	125,1 [×]	17,8 ⁺	68,0 [×]

+ — priemerná teplota; × — Σ srážok

II. Úrody zrna v staničnom pokuse z roku 1978 — Grain yields in the station test conducted in 1978

Por. číslo	Odroda — novošľachtenie	Úroda zrna				Rozdiel
		1. variant		2. variant		
		t. ha ⁻¹	%	t. ha ⁻¹	%	
1.	Floidura × Kaukaz — PS-8/76	9,02	100	9,14	101,3	+ 1,3
2.	Floidure × Kaukaz — PS-28/76	5,87	100	6,44	109,7	+ 9,7
3.	Floidure × Kaukaz — PS-38/76	5,85	100	7,53	128,7	+28,7+
4.	Cap. Wilmoria × Kaukaz — PS-102/76	8,58	100	9,17	106,8	+ 6,8
5.	Gaines × Kaukaz — PS-113/76	6,55	100	8,75	133,5	+33,5++
6.	Caro × Kaukaz — PS-224/76	8,25	100	8,41	101,9	+ 1,9
7.	Nadadores × Kaukaz — PS-256/76	7,28	100	7,23	99,3	- 0,7
8.	Mexico 50 × Kaukaz — PS-301/76	8,43	100	8,54	101,3	+ 1,3
9.	Solo × Kaukaz — PS-360/76	7,61	100	8,47	111,3	+11,3
10.	VIR × Bačka — PS-66/75	8,00	100	7,86	98,2	- 1,8
11.	Amika (BU-10)	6,17	100	8,57	138,9	+38,9++
12.	Istra	8,60	100	8,57	99,6	- 0,4
13.	SK-2100 (Košútka)	8,37	100	8,12	97,0	- 3,0
14.	Hela	9,08	100	8,86	97,5	- 2,5
15.	BU-17	9,83	100	10,87	110,5	+10,5
16.	PLR-S-163/73	7,89	100	8,29	105,6	+ 5,6
17.	NDR-TAW-13379/73	7,06	100	7,86	111,3	+11,3
18.	PLR-C-604/74	9,64	100	9,83	101,9	+ 1,9
19.	PLR-187/72	6,99	100	9,79	140,0	+40,0++
20.	PLR-C-762/69	8,42	100	6,55	77,8	-22,2+
21.	PLR-S-33/72	7,87	100	8,92	113,4	+13,4
22.	PLR-S-4127	7,67	100	8,70	113,4	+13,4
23.	Slavia	9,03	100	9,44	104,5	+ 4,5
24.	Sava	8,43	100	8,10	96,0	- 4,0
25.	Jubilar	7,79	100	6,76	86,7	-13,3
26.	Jubilejná	7,94	100	7,90	99,4	- 0,6
27.	Mironovská 808	5,56	100	7,93	140,3	+40,3++
	Priemer	7,85	100	8,39	106,8	+ 6,8

Analýza rozptylu

Premennivosť	N	S (x - x) ²	V	F	s	F — tab.	
						P — 0,05	P — 0,01
Odrody	26	32,01	1,23	1,43		1,9	2,5
Opakovania	1	4,39	4,39	5,10 ⁺		4,2	7,7
Nekontrolovateľné faktory	26	22,60	0,86		0,92		
Celkom	53	59,00					

⁺ P — 0,05 = 0,91.2,01 = 1,82 t.ha, t.j. 22,3 %

⁺⁺ P — 0,01 = 0,91.2,68 = 2,43 t.ha, t.j. 29,8 %

Sledovaný znak	Varianty	
	bez Retacelu	3 l Retacelu na ha
Dĺžka slamy (cm)	123,5	113,5
Počet produktívnych klasov na m ²	699,5	678,5
Počet zŕn v klase	24,8	25,4
Hmotnosť zrna z klasu (g)	1,14	1,21
Hmotnosť 1000 obiliek (g)	45,7	47,9
Percento zrna z celkovej biomasy	38,0	38,9
Hmotnosť celkovej biomasy (t. ha ⁻¹)	20,96	20,13
Úroda zrna (t. ha ⁻¹)	7,81	8,25
Úroda zrna v %	100,0	106,8

Takéto počasie pôsobilo na rast (dĺžka slamy zaostala za normálnymi rokmi asi o 20 až 25 cm a za rokom 1978 o 30 až 35 cm), odnožovanie a tvorbu produktívnych klasov pšenice negatívne.

V kolektívnom pokuse s aplikáciou Retacelu v dopoludňajších hodinách pri teplote cca 10 °C, sa úroda zrna zvýšila o 7 %. Hranicu vysokej preukaznosti dosiahlo sedem odrôd; u piatich odrôd bola preukaznosť s nízkou významnosťou (tab. IV). Z výsledkov analýzy rozptylu vyplýva, že na úrodách sa podieľali vysokopreukazne tak varianty, ako aj odrody.

V staničnom pokuse, kde sme ošetrili porasty v odopoludňajších hodinách pri teplote cca 22 °C, došlo naopak k zníženiu úrody zrna o 6,1 % oproti kontrolnému variantu (tab. V). Zníženie je výrazné, a podľa analýzy variácie sa na ňom s vysokopreukaznou významnosťou podieľajú tak varianty, ako aj odrody. Vysokopreukazne klesli úrody zrna pri siedmich odrodách. Pri dvoch odrodách sme dosiahli dolnú hranicu preukaznosti.

Na otázku, ktoré prvky úrodnosti a v akej miere ovplyvnili výnosy zrna, odpovedá tab. VI, kde sú uvedené výsledky analýzy zrelých rastlín z obidvoch pokusov.

Pokiaľ znaky v KP: počet produktívnych klasov na m², počet zŕn v klase, hmotnosť zrna z klasu a podiel zrna z celkovej biomasy sú vyššie a hmotnosť 1000 obiliek a celkovej biomasy na úrovni znakov neošetreného variantu, pri SP klesli priemerné hodnoty všetkých sledovaných znakov pod úroveň prvkov neošetreného variantu.

Dĺžka slamy pri ošetrovom variante sa v obidvoch pokusoch znížila. Silnejší pokles (o 0,12 %) sme zaznamenali pri SP.

DISKUSIA

Podľa doterajších poznatkov spočíva praktické využitie biologicky aktívnej látky chlormekvatu, československého výrobku Retacel, okrem už spomínaného zvyšovania odolnosti proti poľiehaniu aj v tom, že pod-

IV. Úrody zrna v kolektívnom pokuse z roku 1979 — Grain yields in the joint test in 1979

Por. číslo	Odroda — novošľachtenie	Úroda zrna				Rozdiel
		1. variant		2. variant		
		t. ha ⁻¹	%	t. ha ⁻¹	%	
1.	Solaris	5,24	100	7,37	140,6	+ 40,6 ⁺⁺
2.	SK-3380	7,50	100	6,93	92,4	- 7,6
3.	SK-CH-1	6,97	100	7,06	101,2	+ 1,2
4.	SO-1185	6,88	100	6,98	98,5	- 1,5
5.	BU-NKB-17	7,41	100	7,39	99,7	- 0,3
6.	PS-457/76	6,85	100	7,30	106,5	+ 6,5
7.	MS-196/15	6,76	100	7,20	106,5	+ 6,5
8.	VŠP-12	6,53	100	6,80	104,1	+ 4,1
9.	Mironovská 808	5,76	100	8,39	145,6	+45,6 ⁺⁺
10.	SK-3756	5,41	100	5,74	106,0	+ 6,0
11.	SK-CH-2	6,78	100	71,2	105,0	+ 5,0
12.	SO-719	5,96	100	6,15	103,2	+ 3,2
13.	SO-1586/76	6,10	100	5,92	97,0	- 3,0
14.	BU-NKB-28	6,34	100	6,73	106,1	+ 6,1
15.	BU-NKB-77	6,48	100	7,30	112,6	+12,6 ⁺⁺
16.	MS-196/224	6,22	100	6,84	110,0	+10,0 ⁺
17.	Sava	6,36	100	6,73	105,8	+ 5,8
18.	SK-2100 (Košťatka)	7,23	100	7,54	104,3	+ 4,3
19.	SK-4157	6,93	100	7,76	112,0	+12,0 ⁺
20.	SO-1542	6,69	100	7,18	107,3	+ 7,3
21.	BU-NKB-178	7,17	100	7,54	105,1	+ 5,1
22.	BU-NAA-53	6,46	100	6,63	102,6	+ 2,6
23.	PS-567/76	6,93	100	7,16	103,3	+ 3,3
24.	VSP-13	6,63	100	7,19	108,4	+ 8,4
25.	BU-17	5,61	100	5,47	97,5	- 2,5
26.	SK-7/70	8,21	100	9,47	115,3	+15,3 ⁺⁺
27.	SK-CH-3	5,99	100	7,67	128,0	+28,0
28.	SO-2654	7,35	100	8,04	109,4	+ 9,4
29.	SO-2544	6,96	100	7,15	102,7	+ 2,7
30.	BU-20	8,18	100	8,58	104,8	+ 4,8
31.	BU-NI-94	7,26	100	8,50	117,0	+17,0 ⁺⁺
32.	MS-261/330	5,95	100	6,60	110,9	+10,9 ⁺
33.	Istra	7,36	100	7,79	105,8	+ 5,8
34.	SK-4406/3	6,53	100	7,33	112,2	+12,2 ⁺⁺
35.	SO-3046	7,89	100	7,55	95,7	- 4,3
36.	BU-NI-127	8,27	100	7,83	94,7	- 5,3
37.	PS-8/76	6,73	100	7,43	110,4	+10,4 ⁺
38.	KS-55	5,28	100	5,35	101,3	+ 1,3
39.	KS-60	4,84	100	5,02	103,7	+ 3,7
40.	KS-61	5,08	100	5,20	102,3	+ 2,3
41.	Slavia	6,83	100	7,27	106,4	+ 6,4
Priemer		6,65	100	7,12	107,0	+ 7,0

Analýza rozptylu

Premennosť	N	$s(x - \bar{x})^2$	V	F	s	F tab.	
						P — 0,05	P — 0,01
Odrody	40	38,34	0,96	8,72 ⁺⁺		1,7	2,1
Varianty	1	9,80	9,80	89,09 ⁺⁺		4,1	7,3
Nekontrované faktory	40	4,46	0,11		0,33		

+ $P - 0,05 = 1,99 \cdot 0,32 = 0,64 \text{ t. ha}^{-1}$, t.j. 9,3 %

++ $P - 0,01 = 2,64 \cdot 0,32 = 0,84 \text{ t. ha}^{-1}$, t.j. 12,2 %

V. Úrody zrna v staničnom pokuse z roku 1979 — Grain yields in the station test of 1979

Por. číslo	Odroda — novošlachtenie	Úroda zrna				Rozdiel
		1. variant		2. variant		
		t. ha ⁻¹	%	t. ha ⁻¹	%	
1.	Floidure × Kaukaz — PS-8/76	6,01	100	5,12	85,2	— 14,8 ⁺⁺
2.	Solo × Kaukaz — PS-457/76	6,55	100	5,32	81,2	— 18,8 ⁺⁺
3.	Č-339 × Kaukaz — PS-567/76	5,20	100	5,18	99,6	— 0,4
4.	BU-18 (Siete Cerros × Kaukaz)	5,72	100	6,08	106,2	+ 6,2
5.	Capitole Wilmorin × Kaukaz — PS-102/76	6,21	100	5,17	83,2	— 16,4 ⁺⁺
6.	SO-892 (Aurora × S-985)	6,92	100	4,97	71,8	— 28,2 ⁺⁺
7.	SK-3879-2 (Palmares Cambier × Seite	5,29	100	4,35	82,2	— 17,8 ⁺⁺
8.	Resso	6,66	100	5,42	81,4	— 18,6 ⁺⁺
9.	SK-4308-4 (SK-1046 × Sk-1074) × Regent	6,82	100	6,32	92,7	— 7,3
10.	PER — St-831/73	5,21	100	4,82	92,5	— 7,5
11.	PER — St-47/73	5,19	100	5,45	105,0	+ 5,0
12.	PER — St-847/73	7,04	100	6,86	97,4	— 2,6
13.	PER — P-5871/74	5,92	100	5,97	100,8	+ 0,8
14.	NDR-TAW-11372/75	5,24	100	4,94	94,3	— 5,7
15.	NDR-TAW-12288/75	6,41	100	6,76	105,5	+ 5,5
16.	Mironovská 11	7,12	100	6,11	85,8	— 14,2 ⁺⁺
17.	Mironovská 25	6,42	100	5,76	89,7	— 10,3 ⁺
18.	Maris Huntsmen	5,12	100	5,15	100,5	+ 0,5
19.	Slavia	5,50	100	4,87	88,5	— 11,5 ⁺
20.	Jubilejná 50	5,60	100	5,80	103,5	+ 3,5
21.	Mironovská 808	5,76	100	6,45	112,0	+ 12,0 ⁺
22.	BU-17	4,57	100	4,59	100,4	+ 0,4
23.	Jubiler	6,04	100	5,49	90,9	— 9,1
24.	Maris Fundin	5,68	100	5,45	95,9	— 4,1
Priemer		5,79	100	5,44	93,9	— 6,1

Analýza rozptylu

Premennivosť	N	$s(x - \bar{x})^2$	V	F	s	F — tab.	
						P — 0,05	P — 0,01
Odrody	24	33,89	1,41	15,6 ⁺⁺		2,4 ⁺	3,5 ⁺⁺
Varianty	1	4,92	4,92	54,6 ⁺⁺		4,6 ⁺	8,9 ⁺⁺
Nekontrolovateľné faktory	24	2,16	0,09		0,30		
Celkom	49	40,97					

⁺ P = 0,05 = 0,29.2,01 = 0,58 t. ha, t.j. 10,3 %

⁺⁺ P = 0,01 = 0,29.2,68 = 0,78 t. ha, t.j. 13,9 %

VI. Prvky úrodnosti z kolektívneho (KP) a staničného (SP) pokusu v roku 1979 —
Yield components in the joint test (KP) and station test (SP) in 1979

Sledovaný znak	KP		SP	
	1. bez Retacelu	2. 3 kg Retacelu na ha	1. bez Retacelu	2. 3 kg Retacelu na ha
Dĺžka slamy (cm)	85,4	84,0	91,4	88,9
Počet produktívnych klasov na m ²	564	579	404	403
Počet zŕn v klase	25,2	25,7	29,1	27,8
Hmotnosť zrna z klasu (g)	1,22	1,25	1,47	1,34
Hmotnosť 1000 obiliek (g)	48,4	48,4	49,3	47,9
Percento zrna z celkovej biomasy	42,1	44,7	42,6	41,9
Hmotnosť celkovej biomasy t. ha ⁻¹	15,9	15,9	13,7	12,8
Úroda zrna (t. ha ⁻¹)	6,65	7,12	5,79	5,44
Úroda zrna v %	100,0	107,0	100,0	93,9

poruje odnožovanie a rozvoj koreňovej biomasy porušením vplyvu apikálnej dominancie hlavného vegetačného vrcholu, čím sa dosahuje vyrovnanosť odnoží, zvýšenie počtu obiliek v klase (hlavne pri odnožiach) a stabilita ich hmotnosti.

Tieto účinky potvrdili aj naše výsledky pri SP v roku 1978 a pri KP v roku 1979, keď väčšina hodnotených prvkov úrodnosti zvýšila svoje parametre.

V rozpore s doterajšími poznatkami (Adler et al., 1968; Hanus, 1967; Křišťan, Skala, 1975; Krušková, 1976; Krušková, et al., 1976; Pešík, 1971; Petr, Polášek, 1971; Pinthus, Rudich, 1967; Stehmann, 1974) ako aj s našimi výsledkami z rokov 1976 a 1977 (Hudec, 1978), došlo k zníženiu počtu produktívnych klasov pri súčasnom zvýšení úrody zrna v SP v roku 1978. V tomto roku boli veľmi priaznivé podmienky pre odnožovanie, ktoré pod vplyvom chladného a vlhkého počasia, ako aj dlhej vegetačnej doby, trvalo dlhší čas, čím sa porasty nežiadúce zhusťovali neskorými odnožami. Pri ošetrovaní variante zabrzdil, resp. zastavil tvorbu neskorých odnoží práve Retacel a usmernil presun sušiny do tvorby zrna (v priemere o 1 % a pri niektorých genotypoch až o 4 %), čím sa výrazne zvýšili jeho parametre (počet zŕn v klase, hmotnosť zrna z klasu a hlavne hmotnosť 1000 obiliek, aj keď sa tento znak považuje geneticky za veľmi stabilný).

Porovnaním prvkov úrodnosti ošetrovaných variantov zo SP v roku 1978 a z KP v roku 1979 (tab. III a VI), pri ktorých došlo k cca 7% zvýšeniu úrody zrna vidieť, že aj keď je zvýšenie dosť shodné, tvorilo sa v každom roku cez iné kritériá. Pokiaľ v roku 1978 (s dobrými podmienkami pre odnožovanie) došlo k zníženiu počtu produktívnych klasov a k výraznému zvýšeniu hmotnosti 1000 obiliek, v roku 1979 (s horšími podmienkami pre odnožovanie) sa naopak zvýšil hlavne počet produktívnych klasov a ostatné prvky úrodnosti sa len málo líšia od neošetrovaného variantu. Na základe uvedeného možno Retacel pokladať za cenný

regulátor úrody zrna, lebo jeho prítomnosť pri pšenici určitým spôsobom brzdí pôsobenie činiteľov vonkajšieho prostredia, ktoré sú v maxime (a ich plné uplatnenie by mohlo uškodiť rastlinám) a vyrovnáva, či substituie faktory, ktoré sú v daných agroekologických a ročníkových podmienkach v minime.

Zaujímavým a doteraz v literatúre necitovaným poznatkom je zistenie citlivosti pšenice na Retacel v odlišnom období toho istého dňa. Zvýšenie úrod o 7 % v KP, kde bol Retacel aplikovaný v skorých dopoludňajších hodinách pri teplote okolo 10 °C a zníženie úrod o 6,1 % pri aplikácii v odpoľudňajších hodinách pri teplote 22 °C je úplne protichodná reakcia na ten istý prípravok v priebehu jedného dňa. Táto okolnosť môže byť jednou z príčin protichodnosti výsledkov dosahovaných pri štúdiu účinkov Retacelu a CCC, zvlášť keď uvážime, že žiaden, alebo negatívny vplyv na úrodu pšenice bol zistený v južných oblastiach Európy [juž. Slovensko, Maďarsko, Taliansko a Juhoslávia] (Borojevič, 1968; Korole, Gulidov, 1967; Mklós, 1966; Miladinovič, 1967; Mulalič, Župančič, 1967; Pacucci, 1967; Petr, Polášek, 1971), kde sa dajú predpokladať vysoké teploty v dobe aplikácie, a naopak, zvýšenie výnosov bolo zaznamenané v severnejších oblastiach Európy (Adler et al., 1968; Hanus, 1967; Krišťan, Skala, 1975; Krušková, 1976; Krušková et al., 1976; Pešík, 1971; Petr, Polášek, 1971; Pinthus, Rudick, 1967; Stehmann, 1974; Teittinen, 1975).

Priaznivé vplyvy na úrody zrna pšenice v dvoch extrémnych a pritom diametrálne od seba sa líšiacich rokoch iba potvrdzujú názory Petra a Poláška (1971), Finknera a Fuehringa (1974) a Huđeca (1978), že Retacel zvyšuje adaptačné schopnosti rastlín k nepriaznivým podmienkam prostredia a javí sa ako významný pestovateľský prostriedok na vyrovnávanie agroekologických rozdielov výrobných oblastí.

Pokiaľ ide o citlivosť jednotlivých genotypov na Retacel, tá je podľa dosiahnutých výsledkov (tab. II, IV a V) veľmi rozdielna.

Literatúra

- ADLER, T. — CĂRĂUS, V. — CLOANDĂ, Ch.: Rezultate obtinute prin aplicarea CCC-ului la griul de toamnă. Probl. agric., 20, 1968, s. 26.
- BOROJEVIČ, S.: O primenii CCC preparata protiv polegania pšenice. Savrem. Poljoprivreda, 16, 1968, č. 1, s. 83-87.
- FINKNER, R. E. — FUEHRING, H. D.: Las Cruces. New Mexico, 1974, č. 20.
- HANUS, H.: Die Beeinflussung des Wurzelsystem von Weizen durch CCC. Z. Acker- u. PflBau, 125, 1967, č. 1, s. 40-46.
- HUĐEC, J.: Vplyv Retacelu na využitie dusíka u genotypov ozimnej pšenice. Agrochémia, 12, 1978, s. 358-361.
- KOROLE, L. J. — GULIDOV, A. M.: Izučeniye vozmožnosti primeneniya chlorcholinchlorida dlja predotvraščeniya poleganiya ozimnej pšenicy i jačmeňa. Agrochimija, 1967, s. 117.
- KRIŠŤAN, F. — SKALA, J.: Víceleté zkušenosti s použitím morforegulátorů u ozimých pšeníc. Úroda, 23, 1975, č. 11, s. 407.
- KRUŠKOVÁ, L.: Vliv CCC (chlorcholinchlorid) a stupňovaných dávek dusíka na příjem živin u ozimé pšenice. Rostl. Výroba, 22, 1976, č. 6, s. 593.
- KRUŠKOVÁ-NOVOTNÁ, L. — NEUBERG, J.: Účinnost chlorcholinchloridu (CCC) na jarní pšenici při regulovaném obsahu vody v půdě. Rostl. Výroba, 22, 1976, č. 4, s. 343.

MKLÓS, Sz.: Oszi búza műtrágyázási és CCC hatás kísérlet 1966. Országos mezőgazdasági fajta és termelésteknikai minősítő intézet, 1, 1966, č. 1, s. 37.

MILADINOVIC, N.: Naši ogledi sa hlorholinhloridom (CCC) u cilju poboljšavanja otpornosti ozime pšenice i ozime raži prema poleganju. Agrochimija, 1967, č. 5-6, s. 255.

MULALIĆ, N. — ŽUPANČIĆ, T.: Rezultati o uticaju CCC preparata na ozimu pšenicu. Agrochimija, 1967, č. 9-10, s. 413.

PACUCCI, G.: Ricerche sull'influenza del CCC applicato al frumento duro. Agrochimica, 12, 1967, č. 1, s. 5-20.

PEŠÍK, J.: Reakce odrůd ozimé pšenice na morforegulační přípravek CCC použitý v různé růstové fázi rostlin. Rostl. Výroba, 17, 1971, s. 391.

PETR, J. — POLÁŠEK, S.: Vliv Ethrelu (kyseliny 2-chloretylfosforité) a CCC (chlorcholinchloridu) na výnos, jeho strukturu a poléhání obilnin. Rostl. Výroba, 17, 1971, č. 5, s. 457-466.

PINTHUS, M. J. — RUDICH, J.: Increase in grain yield of CCC-treated wheat (*Triticum aestivum*) in the absence of lodging. Agrochimica, 11, 1967, č. 6, s. 565-570.

STEHMANN, Ch.: [Dissertation.] Giessen Tropeninst. d. Justus Liebig Univ. 1974, 197 s.

TEITTINEN, P.: Ann. Agric. Fenn., 1975, č. 1, s. 1.

Vliv preparátu tur (CCC) na semennou hodnotu osiva pšenice. Zeměd. Aktuality ze světa, 1979, č. 4, s. 25.

Došlo dne 15. 12. 1980

ГУДЕЦ, И. (Селекционная станция, Виглаш): Специфические влияния ретацела на генотипы озимой пшеницы. Сбор. УВТИЗ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 119-128.

Ретацел для пшеницы представляет собой не только ценный морфорегулятор — препарат для повышения устойчивости к полеганию, но и важный регулятор или стабилизатор урожая зерна, т. е. фактор для выравнивания агроэкологических и сезонных различий, при условии, что при его применении будут соблюдены все методические указания при одновременном учете сортовой чувствительности.

элементы урожая; устойчивость к полеганию; сортовая чувствительность

HUDEC, J. (Crop Breeding Station, Viglaš): Specific Effects of Retacel on the Genotypes of Winter Wheat. Сбор. УВТИЗ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 119-128.

Retacel is a valuable morphoregulator for wheat, as it increases its resistance to lodging. At the same time, it is an important regulator, or stabilizer, of grain yield, i. e. a factor underlying the compensation of agroecological or seasonal differences, under the assumption that all the methodical instructions for application are observed and that varietal sensitivity is respected.

yield components; resistance to lodging; varietal sensitivity

HUDEC, J. (Züchtungsstation, Viglaš): Spezifische Einflüsse von Retacel auf die Genotypen des Winterweizens. Сбор. УВТИЗ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 119-128.

Retacel ist für den Weizen nicht nur ein wertvoller Morphoregulator — Präparat für die Erhöhung der Lagerfestigkeit, sondern auch ein bedeutender Regulator oder Stabilisator von Kornerträgen, daß heißt ein Faktor für die Ausgleichung von agroökologischen und Saisonunterschieden, unter Voraussetzung, daß man bei seiner Anwendung alle methodischen Hinweise, bei einer gleichzeitigen Berücksichtigung der Sortenempfindlichkeit einhält.

Elemente der Fruchtbarkeit; Widerstandsfähigkeit gegenüber dem Lagern; Sortenempfindlichkeit

Adresa autora:

Ing. Ján Hudec, CSc., Šľachtiteľská stanica, 962 02 Víglaš - Pstruša

STANOVENÍ HETEROZNÍHO EFEKTU A KOMBINAČNÍ SCHOPNOSTI V DIALELU PĚTI ODRŮD BOBU (*FABA VULGARIS*)

J. Habětínek

HABĚTÍNEK, J. (Vysoká škola zemědělská, Praha - Suchdol): *Stanovení heterozního efektu a kombinační schopnosti v dialelu pěti odrůd bobu*. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Slecht., 18, 1982 (2) : 129-140.

Pro dialelní křížení byly použity odrůdy 'Inovec', 'Erfordia', 'Wieselburger Kleinkörnige', 'Lohmanns Weender' a 'Minor'. Ze sledovaných kvantitativních znaků byl nejvyšší heterozní efekt zjištěn u znaků celková hmotnost rostliny, počet a hmotnost semen na rostlinu. Nízký heterozní efekt byl u znaků počet plodných nodů a lusků hlavní lodyhy, délka rostliny a hmotnost 100 semen. Nejvyšší heterozní efekt pro většinu znaků vykazaly kombinace 'Erfordia X X Wieselburger Kleinkörnige', 'Inover X Minor', 'Erfordia X Inovec'. Na základě analýzy F_1 generace byly stanoveny hodnoty obecné a specifické kombinační schopnosti a odhadnuty koeficienty heritability v užším slova smyslu. Analýza kombinační schopnosti u všech sledovaných znaků prokázala vysoce významný podíl obecné kombinační schopnosti. Složka specifické kombinační schopnosti byla většinou značně nižší. Pořadí znaků podle hodnoty h^2 : hmotnost 100 semen 0,86; počet semen v lusu 0,79; počet plodných nodů hlavní lodyhy 0,79; počet lusků hlavní lodyhy 0,78; délka rostliny 0,76; počet semen rostliny 0,61; hmotnost rostliny 0,28.

Faba vulgaris Moench. var. *equina* Pers.; dialelní křížení; kvantitativní znaky; koeficienty heritability

Jednou z cest k zvýšení genetického výnosového potenciálu a především k zlepšení výnosové stability u bobu je využití heteroze (Bond, 1970, 1974; Homola, 1973, 1974). Prvním z předpokladů úspěšného heterozního šlechtění je nalezení rodičovských komponent s dobrou kombinační schopností, která podmiňuje vysoký výkon hybridní či syntetické odrůdy.

Je obecně známo, že výše heterozního efektu je do značné míry ovlivněna stupněm genetické příbuznosti rodičů. Současné nejvýkonnější evropské odrůdy bobu koňského však, jak bylo na základě řady analýz prokázáno, představují poměrně úzký genofond tohoto druhu a zvláště v některých kvantitativních znacích vykazují nízkou genetickou variabilitu (Nagl, 1976; Habětínek, 1980; Zlámal, 1972; Hanelt, 1972).

Lze předpokládat, že odrůdy vykazující po křížení v F_1 generaci vysoký heterozní efekt jsou v genetickém založení příslušných kvantitativních znaků ve větší míře odlišné. Tyto kombinace odrůd by proto mohly být vhodné pro získání nových žádoucích rekombinací. Mimoto lze předpokládat, že tyto odrůdy by byly vhodnými genetickými zdroji pro získání inbredních linií k tvorbě hybridní či syntetické odrůdy.

Cílem práce bylo ověřit existenci a výši heterozního efektu u meziodrůdových hybridů bobu koňského v souboru dialelního křížení pěti současných evropských odrůd a na základě analýzy F_1 generace odhadnout kombinační schopnosti křížených odrůd.

Pro dialelní křížení byly vybrány odrůdy 'Inovec' (I), 'Wieselburger Klein-körnige' (W), 'Erfordia' (E), 'Lohmanns Weender' (L) a 'Minor' (M). Tyto odrůdy byly v roce 1977 dialelně nakříženy. V roce 1978 jsme s hybridním osivem založili zkoušku výkonu F_1 generace založenou ve čtyřech opakováních metodou znárodných bloků. Z každé hybridní kombinace jsme v každém bloku vyseli jeden metrový řádek s deseti hybridními semeny. Semena jsme vyseli ručním jednozrnkovým výsevem do sponu 30×10 cm. V každém bloku byl vždy řádek hybridní kombinace obklopen řádky příslušných rodičovských odrůd.

Při individuálním mechanickém rozboru zralých rostlin jsme hodnotili následující kvantitativní znaky: délka rostliny (1), hmotnost rostliny (2), počet plodných nodů hlavní lodyhy (3), počet lusků na hlavní lodyhu (4), počet semen na rostlinu (5), hmotnost semen na rostlinu (6), hmotnost 100 semen (7) a průměrný počet semen na lusk (8).

Heterozní efekt hybridních kombinací ve sledovaných znacích byl vyjádřen srovnáváním F_1 generace s průměrem rodičů pomocí vzorce

$$H_{MP} = \frac{F_1 - MP}{MP} \cdot 100$$

kde: MP — průměr rodičů

H_{MP} — heterozní efekt v %

a dále srovnáním F_1 generace s lepším z rodičů podle vzorce

$$H_{HP} = \frac{F_1 - HP}{MP} \cdot 100$$

kde: HP — lepší z rodičů

Statistická významnost heterozního efektu byla ověřena t -testem

Pro analýzu kombinační schopnosti v dialelním křížení použitých odrůd byl zvolen postup vypracovaný Griffingem (1956), který je založen na nerecipročném dialelu bez rodičů (metoda 4 model II.). Pro každý znak bylo nejdříve analýzou variance ověřeno, zda mezi hybridy jsou statisticky významné rozdíly. V případě pozitivního zjištění bylo přistoupeno pomocí další analýzy variance k ověření existence průkazných rozdílů jak v obecné (GCA), tak specifické (SCA) kombinační schopnosti. V případě průkazných rozdílů bylo přistoupeno ke stanovení efektu GCA a SCA, variance konstant SCA a středních chyb diferencí efektů kombinační schopnosti.

Ze složek analýzy variance kombinační schopnosti jsme pro jednotlivé znaky odhadli hodnoty koeficientu heritability v užším slova smyslu podle autorů Turbin et al. (1974). Výpočet vychází ze vztahu

$$h^2 = 2 \sigma_g^2 / 2 \sigma_g^2 + \sigma_s^2 + \sigma_e^2$$

přičemž hodnoty σ_g^2 , σ_s^2 a σ_e^2 jsou odhady aditivní, neaditivní a chybové variance.

VÝSLEDKY

Jak vyplývá z tab. I u znaku délka rostliny byl zjištěn statisticky významný heterozní efekt pouze u kombinace 'I $\times$ M' (12,3, resp. 10,7 %). O celkově nízkém heterozním efektu v tomto znaku svědčí i srovnání průměru rodičů s průměrem F_1 kombinací v tab. II.

Podobná situace byla zjištěna i u znaku počet semen na lusk, u kterého byl významný heterozní efekt vyjádřený hodnotou H_{MP} , resp. H_{HP} zjištěn pouze u kombinace 'E $\times$ M' (14,3, resp. 10,8 %). U znaku hmotnost 100 semen byl zjištěn pozitivní heterozní efekt pouze u kombinace 'L $\times$ I' (18,8, resp. 10,7 %). Ve většině případů se hodnota znaku u hybridů významně nelišila od průměru rodičů a u šesti kombinací byla významně nižší ve srovnání s rodičem s vyšší hmotností 100 semen (H_{HP}). U znaků počet plodných nodů hlavní lodyhy se statisticky významný he-

I. Heterozní efekt (v %) k průměru rodičů (H_{MP}) a lepšímu z rodičů (H_{HP}) — Hybrid vigour as % of the midparent value (H_{MP}) and of the better of the parents (H_{HP})

Kombinace odrůd*)	Heterozní efekt	Znak**)							
		1	2	3	4	5	6	7	8
W × I	$H_{MP} - a$	5,8	16,8	13,8 ⁺	9,7	6,9	9,31	— 2,2	— 2,2
	$H_{HP} - b$	5,5	7,5	8,0	— 6,4	— 5,6	— 0,4	— 17,5 ⁺⁺⁺	— 6,0
E × I	a	0,1	21,7 ⁺⁺	8,9	23,3 ⁺⁺⁺	25,1 ⁺⁺	35,2 ⁺⁺	5,1	4,1
	b	— 1,5	9,2	8,7	20,3 ⁺⁺⁺	24,7 ⁺⁺	17,8	— 9,0 ⁺	2,2
E × M	a	3,1	16,5	6,1	14,6 ⁺	25,7 ⁺⁺	23,1 ⁺⁺⁺	— 0,2	14,3 ⁺⁺
	b	2,8	11,0	3,5	5,9	15,6 ⁺	12,1 ⁺	— 0,2	10,8 ⁺
I × M	a	12,3 ⁺⁺	38,0 ⁺⁺⁺	19,3 ⁺⁺	17,9	27,7 ⁺⁺⁺	31,5 ⁺⁺	— 2,4	7,1 ⁺
	b	10,7 ⁺⁺	29,3 ⁺⁺	16,3 ⁺⁺	6,7	19,3 ⁺⁺	25,2 ⁺	— 15,5 ⁺⁺⁺	2,0
W × M	a	3,3	18,8 ⁺⁺	8,5	4,3	10,6	9,5	— 1,4	— 0,3
	b	1,5	16,6 ⁺⁺	5,7	— 2,6	4,2	4,5	— 9,6 ⁺⁺⁺	— 1,6
E × W	a	9,5	44,1 ⁺⁺⁺	18,6 ⁺⁺	40,6 ⁺⁺⁺	51,7 ⁺⁺⁺	50,1 ⁺⁺⁺	— 4,2	6,2
	b	7,4	39,9 ⁺	13,0	22,1 ⁺	32,1 ⁺⁺	43,0 ⁺⁺	— 12,6 ⁺⁺	4,1
L × E	a	7,0	30,7 ⁺⁺	7,3	21,8 ⁺⁺	42,4 ⁺⁺	41,7 ⁺⁺⁺	— 2,1	7,5
	b	2,6	27,2 ⁺	— 1,7	2,8	21,7	31,9 ⁺⁺⁺	— 19,7 ⁺⁺	6,8
L × I	a	3,4	21,6	7,3	28,5	3,7	25,1 ⁺	18,8 ⁺⁺⁺	3,0
	b	— 2,5	11,8	— 1,6	— 11,4 ⁺	— 12,3	16,5 ⁺	10,7 ⁺	1,7
L × M	a	5,7	30,8 ⁺⁺⁺	6,0	0,6	16,4	31,2 ⁺⁺	14,2	1,1
	b	1,1	28,1 ⁺⁺⁺	— 4,6	— 20,0 ⁺	— 6,8	24,9 ⁺⁺	— 6,2	— 2,7
L × W	a	3,2	25,6	15,0 ⁺	8,32	24,2	28,6	0,9	— 2,2
	b	— 2,9	25,3	1,0	— 18,4	— 5,1	25,5	— 22,9	— 4,9

*) označení odrůd viz. Materiál a metody

**) označení znaků viz. Materiál a metody

+ — $P_{0,1}$
 ++ — $P_{0,05}$
 +++ — $P_{0,01}$

II. Srovnání souboru rodičů (P) a hybridů (F₁) — Comparison of the set of parents (P) and hybrids (F₁)

Znak	P		F ₁		F ₁ v % P
	$\bar{x}$	Vk	$\bar{x}$	Vk	
Délka rostliny	102,3	4,9	107,8	4,7	105,4
Hmotnost rostliny	43,7	8,9	55,3	8,0	126,4 ⁺⁺
Počet plodných nodů	6,7	10,0	7,4	8,9	111,1
Počet lusků	14,6	24,3	16,7	19,1	114,7
Počet semen	44,7	22,4	55,2	17,3	123,4
Hmotnost semen	18,8	11,1	24,1	9,3	127,8 ⁺⁺
Hmotnost 100 semen	45,0	26,5	46,7	21,8	103,8
Počet semen na lusk	2,72	4,4	2,12	5,7	103,6

⁺⁺ — $t > (t_{0,01} = 3,01)$

terozní efekt vyjádřený hodnotou H_{MP} projevil pouze u čtyř kombinací, přičemž se jeho hodnota pohybovala od 13,8 do 19,3 %. Pouze u kombinace 'I × M' byl zjištěn významný heterozní efekt i při vyjádření hodnotou H_{MP} (16,3 %).

U znaku počet lusků hlavní lodyhy prokázaly nejvyšší hodnotu heterozního efektu kombinace 'E × W' (40,6, resp. 22,1 %) a 'E × I' (23,3, resp. 20,3 %). Pro znak celková hmotnost suché rostliny byl nejnižší heterozní efekt zjištěn u kombinací 'E × W' (44,1, resp. 39,9 %), 'I × M' (38,0, resp. 29,3 %) a 'L × M' (30,8, resp. 28,1 %). V počtu semen na rostlinu byl zjištěn nejvyšší významný heterozní efekt u kombinací 'E × W' (27,7, resp. 19,3 %) a 'L × E' (42,4 %). Nejvíce hybridních kombinací vykázalo heterozní efekt u znaků celková hmotnost semen. Soubor hybridů (F₁) dosáhl proti souboru rodičů (P) o 27,8 % vyšší hodnoty (tab. II). Mezi kombinace s nejvyšším heterozním efektem patřily 'E × W' (50,1, resp. 43 %), 'L × E' (41,7, resp. 31,9 %), 'L × M' (31,2, resp. 27,9 %) a 'I × M' (31,5, resp. 25,2 %).

Pomocí analýzy variance dvojného třídění — hybridy, opakování (tab. III) — bylo zjištěno, že u sledovaných znaků mimo znak celková hmotnost zrn, byly v souboru hybridů F₁ zjištěny statisticky významné difference. O poměrně vysoké modifikační proměnlivosti všech sledovaných znaků svědčí průkazná difference mezi opakováními.

Výsledky analýzy variance kombinační schopnosti jsou uvedeny v tab. IV. U všech sledovaných znaků byl zjištěn statisticky významný podíl obecné kombinační schopnosti (GCA). Složka specifické kombinační schopnosti byla u všech znaků sice podstatně nižší, ale mimo u znaku počet semen na lusk, byla ve všech případech též statisticky významná.

Hodnoty koeficientů heritability (h^2) v užším slova smyslu odhadnuté ze složek variance kombinační schopnosti jsou uvedeny v tab. IV.

Výsledky hodnocení kombinační schopnosti u jednotlivých znaků jsou uvedeny v tab. V a VI. V levé části tabulek jsou uvedeny aritmetické průměry kombinací a rodičů, v pravé části efekty kombinační schopnosti.

III. Analýza variance (dvojné třídění — hybridy, opakování) — Analysis of variance (two-way classification — hybrids, replications)

Znak	Zdroj proměnlivosti	Stupňů volnosti	Průměrný čtverec	F
Délka rostliny	Hybridy — a	9	102,8	4,55 ⁺⁺
	Opakování — b	3	415,2	18,39 ⁺⁺
	Chyba — c	27	21,5	
Hmotnost rostliny	— a	9	79,8	2,25 ⁺
	— b	3	249,8	7,04 ⁺⁺
	— c	27	35,4	
Počet plodných nodů	— a	9	1,830	10,63 ⁺⁺
	— b	3	1,414	8,22 ⁺⁺
	— c	27	0,172	
Počet lusků hl. lodyhy	— a	9	41,15	14,59 ⁺⁺
	— b	3	10,81	3,83 ⁺
	— c	27	2,82	
Počet semen	— a	9	370,6	7,36 ⁺⁺
	— b	3	316,8	6,29 ⁺⁺
	— c	27	50,35	
Hmotnost zrna	— a	9	18,10	2,00
	— b	3	27,18	3,00 ⁺
	— c	27	9,03	
Hmotnost 100 semen	— a	9	422,8	25,9 ⁺⁺
	— b	3	51,36	3,15 ⁺
	— c	27	16,29	
Počet semen na lusk	— a	9	0,1020	3,44 ⁺⁺
	— b	3	0,2296	7,73 ⁺⁺
	— c	27	0,0296	

$$F_{0,05}(9; 27) = 2,25$$

$$F_{0,05}(3; 27) = 2,96$$

$$F_{0,01}(9; 27) = 3,14$$

$$F_{0,01}(3; 27) = 4,6$$

Při výpočtu hodnot GCA, SCA a $\hat{u}$ se vychází ze vztahu $x_{ij} = \hat{u} + \hat{g}_i + \hat{g}_j + \hat{s}_{ij}$, tzn. že průměrný výkon hybridu mezi odrůdami i a j se rovná součtu průměrného populačního efektu, efektu GCA i -té a j -té odrůdy a efektu SCA kombinace $i \times j$.

U znaku délka rostliny měly nejvyšší hodnotu GCA odrůdy 'Wieselburger Kleinkörnige' a 'Inovec', přičemž vysoká hodnota variance SCA této odrůdy svědčí o značných diferencích mezi kombinacemi s touto odrůdou. Maximální hodnota SCA byla zjištěna u kombinace 'I $\times$ M'.

V celkové hmotnosti suché rostliny dosáhla nejvyšší hodnoty GCA

IV. Analýza variance kombinační schopnosti (dvojné třídění — GCA, SCA; Odhad koeficientu heritability v užším slova smyslu — h^2) — Analysis of variance of combining ability (two-way classification — GCA, SCA; estimate of heritability coefficient in a narrower sense — h^2)

Znak	Zdroj proměnlivosti	Stupňů volnosti	Průměrný čtverec	F	h^2
Délka rostliny	GCA	4	222,5	39,4 ⁺⁺	0,76
	SCA	5	23,37	4,14 ⁺⁺	
	chyba	27	5,64		
Hmotnost rostliny	GCA	4	60,6	6,83 ⁺⁺	0,28
	SCA	5	28,28	3,18 ⁺	
	chyba	27	8,87		
Počet plodných nodů	GCA	4	1,76	41,1 ⁺⁺	0,79
	SCA	5	0,14	3,34 ⁺	
	chyba	27	0,042		
Počet lusků	GCA	4	25,19	35,7 ⁺⁺	0,78
	SCA	5	2,10	2,98 ⁺	
	chyba	27	0,70		
Počet semen	GCA	4	213,3	16,9 ⁺⁺	0,61
	SCA	5	36,87	2,92 ⁺	
	chyba	27	12,58		
Hmotnost 100 semen	GCA	4	258,4	63,4 ⁺⁺	0,86
	SCA	5	12,7	3,11 ⁺	
	chyba	27	4,07		
Počet semen na lusk	GCA	4	0,182	24,5 ⁺⁺	0,79
	SCA	5	0,0076	1,03	
	chyba	27	0,0074		

$$F_{0,05}(4; 27) = 2,73$$

$$F_{0,05}(5; 27) = 2,57$$

$$F_{0,01}(4; 27) = 4,11$$

$$F_{0,01}(5; 27) = 3,79$$

odráda 'Inovec'. Druhá odrůda s nejvyšší hodnotou GCA 'Minor' vykazovala velmi vysokou varianci SCA. Nejvyšší hodnota SCA byla zjištěna u kombinace 'I X M' a u kombinace odrůd s nejnižší hodnotou GCA 'E X W'.

V počtu plodných nodů hlavní lodyhy prokázala nejvyšší hodnotu GCA odrůda 'Wieselburger Kleinkörnige'. Druhá nejvyšší hodnota GCA byla zjištěna u odrůdy 'Minor', jejíž variance byla nejvyšší. Mezi nejlepší kombinace s nejvyšší hodnotou SCA patřily 'I X M' a 'E X W'.

U znaku počet lusků hlavní lodyhy byla nejvyšší hodnota GCA zjištěna pro odrůdy 'Wieselburger Kleinkörnige' a 'Erfordia'. U obou těchto odrůd byla současně zjištěna vysoká variance SCA. Kombinace 'E X W' a 'I X M' vykazaly nejvyšší hodnotu SCA.

V. Hodnocení kombinační schopnosti znaků délka rostliny (1), hmotnost suché rostliny (2) a počet plodných nodů hlavní lodyhy (3) — Evaluation of combining ability in the characters of plant length (1), dry plant weight (2), and number of fertile nodes on the main stem (3)

Odrůdy	$\hat{s}_{ij}$					$\hat{g}_i$	s_g^2	Znak
	I	E	W	L	M			
I	105,92	-4,95	0,22	-1,37	6,106	1,962	17,50	1
	50,34	-1,95	-3,12	-1,51	6,59	3,001	13,85	2
	6,70	-0,19	-0,19	-0,16	0,55	-0,103	0,105	3
E	104,32	102,39	4,78	2,91	-2,73	-0,544	17,37	1
	54,95	39,9	6,63	0,41	-5,1	-1,481	18,44	2
	7,30	6,71	0,35	0,008	-0,17	-0,071	0,036	3
W	112,43	114,48	106,56	-1,58	-3,42	2,372	8,61	1
	54,2	59,47	42,51	-0,45	-3,05	-1,056	15,71	2
	8,05	8,42	7,45	-0,09	-0,35	0,678	0,069	3
L	103,3	105,08	103,5	93,95	0,053	-5,154	0,533	1
	56,27	53,72	53,27	42,24	1,55	-0,59	-4,21	2
	6,60	6,57	7,52	5,62	-0,025	-0,796	-0,016	3
M	117,3	105,95	108,18	104,13	102,98	1,362	15,069	1
	65,1	48,92	51,4	56,47	44,07	0,126	2,14	2
	8,20	7,30	7,87	6,72	7,05	0,086	0,123	3
$s(\hat{g}_i - \hat{g}_j) = 1,93$ $s(\hat{s}_{ij} - \hat{s}_{ik}) = 2,47$ $s(\hat{s}_{ij} - \hat{s}_{kl}) = 1,93$ $\hat{u} = 107,8$								1
$s(\hat{g}_i - \hat{g}_j) = 2,43$ $s(\hat{s}_{ij} - \hat{s}_{ik}) = 3,43$ $s(\hat{s}_{ij} - \hat{s}_{kl}) = 2,43$ $\hat{u} = 55,38$								2
$s(\hat{g}_i - \hat{g}_j) = 0,16$ $s(\hat{s}_{ij} - \hat{s}_{ik}) = 0,23$ $s(\hat{s}_{ij} - \hat{s}_{kl}) = 0,16$ $\hat{u} = 7,46$								3

V počtu semen na rostlinu byla nejvyšší hodnota GCA zjištěna u odrůd 'Wieselburger Kleinkörnige' a 'Erfordia', jejichž kombinace vykazovala druhou nejvyšší hodnotu SCA a nejvyšší hodnotu znaku vůbec. Kombinace 'I × M' s nejvyšší hodnotou SCA měla druhou nejvyšší hodnotu sledovaného znaku.

U znaku hmotnost 100 semen byla nejvyšší hodnota GCA zjištěna u odrůd 'Inovec' a 'Lohmanns Weender'. Kombinace těchto odrůd vykazovala i nejvyšší SCA. Hodnoty SCA obou odrůd měly i nejvyšší varianci.

DISKUSE

Přestože dynamika růstu většiny hybridů F_1 ve srovnání s rodiči byla v raných fázích růstu vyšší, byl u konečné délky rostliny zjištěn poměrně nízký heterozní efekt. U většiny kombinací F_1 byla zjištěna délka rostliny průkazně se nelišící od vyššího z rodičů. To ukazuje ve shodě

VI. Hodnocení kombinační schopnosti znaků počet lusků hlavní lodyhy (4), počet semen na rostlinu (5), hmotnost 100 semen (7) — Evaluation of combining ability in the characters of the number of pods on the main stem (4), number of seeds per plant (5), 100-seed weight (7)

Odrůdy	$\hat{s}_{ij}$					$\hat{g}_i$	s_s^2	Znak
	I	E	W	L	M			
I	13,43	-0,75	-0,88	-0,10	1,74	-0,837	0,991	4
	43,74	-2,62	-3,79	-2,06	8,49	-4,912	24,13	5
	53,15	1,05	-0,20	3,57	-4,41	6,118	8,421	7
E	16,97	14,1	1,96	-0,16	-1,04	1,819	1,377	4
	53,8	42,39	6,74	0,22	-4,34	6,097	15,33	5
	48,10	38,92	1,59	-3,82	1,17	-5,53	3,83	7
W	17,87	23,37	19,14	-0,061	-1,02	2,844	1,421	4
	53,92	75,47	55,77	1,52	-4,46	7,39	18,96	5
	43,87	34,02	33,56	-2,18	0,79	-8,80	-0,045	7
L	11,9	14,5	15,62	9,71	0,32	-3,90	-0,42	4
	38,32	51,62	54,25	30,20	0,32	-9,93	-6,14	5
	68,20	49,15	47,52	61,16	2,44	11,749	9,97	7
M	17,72	17,6	18,65	13,25	16,61	0,079	1,287	4
	60,15	58,35	59,52	46,97	50,45	1,354	28,59	5
	44,9	38,87	35,22	57,4	38,97	-3,53	6,42	7
$s(\hat{g}_i - \hat{g}_j) = 0,685$ $s(\hat{s}_{ij} - \hat{s}_{ik}) = 0,969$ $s(\hat{s}_{ij} - \hat{s}_{kl}) = 0,685$ $\hat{u} = 16,74$								4
$s(\hat{g}_i - \hat{g}_j) = 2,89$ $s(\hat{s}_{ij} - \hat{s}_{ik}) = 4,09$ $s(\hat{s}_{ij} - \hat{s}_{kl}) = 2,89$ $\hat{u} = 55,23$								5
$s(\hat{g}_i - \hat{g}_j) = 1,64$ $s(\hat{s}_{ij} - \hat{s}_{ik}) = 2,32$ $s(\hat{s}_{ij} - \hat{s}_{kl}) = 1,64$ $\hat{u} = 46,76$								7

s literárními údaji (Kiselev, 1966; Ondro, 1975; Homola, 1980) na dominanci vyššího z rodičů. Nízký heterozní efekt v tomto znaku lze pro heterozní šlechtění hodnotit spíše jako jev příznivý. Prodloužení délky rostliny zpravidla vede k prodloužení internodií a ke zvýraznění tzv. vegetativního luxus-konzumu (Nagl, 1976), což zvláště při šlechtění zrnového typu není žádoucí.

Méně příznivé je zjištění nízkého heterozního efektu u znaku počet semen v lasku. Do značné míry to zřejmě ovlivnila skutečnost, že heterogenita souboru použitých odrůd v tomto znaku je minimální.

Na nízkou genetickou variabilitu tohoto znaku mezi stávajícími odrůdami var. *minor* a *equina* na základě studia rozsáhlé kolekce genetických zdrojů upozorňuje Hanelt (1972). Na velmi nízkou genetickou variabilitu v dialelu pěti odrůd bobu u tohoto znaku poukazuje Zlámal (1975).

S ohledem na tyto skutečnosti je zatím problematické počítat s podstatnějším ovlivněním tohoto výnosového prvku v důsledku heteroze.

K většímu progresu v tomto znaku bude zřejmě nutné získat nové genetické zdroje z křížení, v němž budou použity některé odrůdy var. *major*, u nichž se počet zrn pohybuje od čtyř do šesti a někdy dosahuje i osm semen na lusk (Hanelt, 1972). O dílčích úspěších tohoto typu křížení referují Chapman a Peat (1978), kteří po křížení linie koňského bobu s mnoha květy na nodu s linií sviňského bobu s více semeny v lusku (6), získali v F₂ generaci příznivé rekombinantní genotypy s vysokým počtem lusků s 4 až 6 semeny na lusk.

Ve velikosti semene vyjádřené hmotností 100 semen se hodnota znaku F₁ generace většinou pohybovala mezi hodnotami znaku rodičů. Tato skutečnost svědčící pro aditivní charakter dědičnosti tohoto znaku (Habětíněk, 1980) plně koresponduje se zjištěním i jiných autorů (Zlámal, 1975; Ondro, 1978; Samia, 1977).

Vyšších hodnot heterozního efektu bylo v souboru F₁ generace dosaženo u znaků počet plodných nodů a počet lusků hlavní lodyhy. Významný heterozní efekt u některých kombinací jako 'E X W' a 'I X M' dává naději na úspěch heterozního šlechtění v tomto směru. V dalším významném výnosovém prvku, počtu semen na rostlinu, bylo u poloviny hybridů dosaženo významného heterozního efektu (H_{MP}). Je zřejmé, že tento znak hraje při vyšší výkonnosti F₁ generace značnou roli, přestože je charakterizován vysokou modifikační proměnlivostí (Poulsen, 1974; Pavelková, 1977; Ondro, Čermín, 1978).

Podobná situace je i u znaku hmotnosti rostliny, u něhož bylo u souboru hybridů F₁ generace proti souboru rodičů dosaženo statisticky významného zvýšení hodnoty znaku. Vycházíme-li z těsného korelačního vztahu mezi hmotností rostliny a hmotností lusků (Boháč, Ondro, 1970), pak zvýšení hmotnosti rostliny by mělo mít velmi příznivý ohlas i ve výnose zrna. Tento vztah se v podstatě potvrdil i v této práci. Kombinace 'I X M', 'E X W' a 'L X M' byly nejlepší jak v hmotnosti rostliny, tak v hmotnosti zrna. Dosažený heterozní efekt (16–43 %) v celkové hmotnosti semen u nejlepších kombinací potvrzuje zjištění celé řady autorů o možnosti dosažení poměrně vysokého efektu v některých mezodružových kombinacích (Lechner, 1959; Kiselev, 1966; Homola, 1973, 1974; Zlámal, 1975; Poulsen, 1977; Samia, 1977).

Analýza kombinační schopnosti u všech sledovaných znaků prokázala vysoce významný podíl GCA, tedy složky podmíněné aditivním působením genů. Složka SCA, která je podmíněna především neaditivním působením genů (dominance, epistáze) byla většinou značně nižší. Toto zjištění je plně v souladu s literárními údaji (Poulsen, 1977; Bond, 1967).

Statistická významnost hodnoty SCA ukazuje nicméně na určité perspektivy heterozního šlechtění. Jak ukazují některé práce (Homola, 1980) nemusí mít převahu GCA nad SCA u bobu obecnou platnost a relace těchto veličin závisí na souboru hodnocených genotypů. Ve sledovaném souboru pěti odrůd byly u jednotlivých znaků jak v GCA, tak v SCA zjištěny značné difference. Z toho lze usuzovat jak na odlišnost genetického založení sledovaných kvantitativních znaků u sledované kolekce odrůd, tak i na určité perspektivy heterozního šlechtění z těchto odrůd vycházejícího. Odrůdy s vysokou hodnotou GCA a variance SCA lze doporučit jako vhodné genetické zdroje pro získání linií, jakožto

komponent výkonné hybridní odrůdy (Homola, 1973), popřípadě odrůdy syntetické, jejichž perspektiva se u bobu zatím ukazuje reálnější (Bond, 1974; Nagl, 1976). Kombinace s vysokou hodnotou znaku v F_1 generaci lze doporučit jako vhodný výchozí materiál pro výběr v dalších generacích.

Na vysoký podíl aditivního působení genů ukazují i poměrně vysoké hodnoty h^2 (tab. IV). Pořadí hodnot h^2 , které je pro šlechtitele významnější než sama výše hodnoty (Zlámal, 1971) v podstatě souhlasí s údaji uváděnými v literatuře (Zlámal, 1971; Poulsen, 1977).

Literatura

- BOHÁČ, J. — ONDRO, S.: Štúdium vzťahov niektorých znakov u bôbu obyčajného (*Faba vulgaris* Moench.). Acta phytotechn. Univ. Agric. Nitra, XXI, 1970, s. 176-181.
- BOND, D. A.: Combining ability of winter bean (*Vicia faba* L.) inbreds. J. Agric. Sci. Camb., 68, 1967, s. 179-185.
- BOND, D. A.: Die Züchtung von Hybrid- und Synthetischen Sorten in Cambridge, England. Göttinger Pflanzenzüchter-Seminar 2, 1974, s. 39-62.
- GRIFFING, J. B.: Concept of general and specific combining ability in relation to diallel crossing systems. Austr. J. Biol. Sci., 9, 1956, s. 463-493.
- HABĚTÍNEK, J.: Využití hybridizace k získání perspektivních forem bobu. [Závěrečná zpráva.] Praha, Vys. Šk. zeměd. 1980, s. 92.
- HANELT, P.: Die intraspezifische Variabilität von *Vicia faba* L. und ihre Gliederung. Kulturpflanze, XX, 1972, s. 75-128.
- HOMOLA, I.: Současný stav heterozního šlechtění bobu (*Vicia faba* L. var. *equina*). Sbor. ÚVTI - Genet. a Šlecht., 9, 1973, č. 1, s. 67-74.
- HOMOLA, I.: Studium heterozis u bobu. [Informační zpráva.] Šumperk, VÚTPL 1974.
- HOMOLA, I.: Analýza kvantitativních výnosových znaků F_1 meziliniových hybridů bobu (*Faba vulgaris* Moench. var. *equina* Pers.). Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 16, 1980, č. 2, s. 109-120.
- CHAPMAN, G. P. — PEAT, W. E.: Procurement of yield in field and broad beans. Outl. Agric., 9, 1978, s. 267-272.
- KISELEV, A. J.: F_1 mežsortových gíbridov *Vicia faba* L. Sbor. Trudov aspir. i molod. naučnych sotr., 7, 1966, s. 206-214.
- LECHNER, L.: Die Pferdebohne. In: KAPPERT-RUDORF: Handbuch der Pflanzenzüchtung. Bd. IV, 1959, s. 54-73.
- NAGL, K. von: Neue Wege in der Pferdebohnenzüchtung (*Vicia faba* var. *minor*). Jb. BundAnst. PflBau u. Samenprüf. Wien, 1976, s. 173-218.
- ONDRO, S.: Výška rastliny bôbu obyčajného (*Faba vulgaris* Moench.) pri úplnom dialelickom krížení. Sbor. ÚVTI - Genet. a Šlecht., 11, 1975, č. 4, s. 279-285.
- ONDRO, S.: Hmotnosť 1000 semien, jej formovanie a spôsob dedenia v prvých fázach po krížení pri bôbe obyčajnom (*Faba vulgaris* Moench.). Poľnohospodárstvo, 24, 1978, s. 279-289.
- ONDRO, S. — ČERNÍN, L.: Počet a hmotnosť semien *Faba vulgaris* Moench. pri dialelickom krížení. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 14, 1978, č. 1, s. 49-58.
- PAVELKOVÁ, A.: Genetické zdroje luskovín — kolekce hrachu, bobu, vikve. Šumperk - Temenice, VŠÚTPL, 1977, s. 55.
- POULSEN, M. H.: Effect of mode of seed setting on yield and earliness in *Vicia faba* L. Z. Pflzücht., 72, 1974, s. 120-131.
- POULSEN, M. H.: Genetic relationships between seed yield components and earliness in *Vicia faba* L. and the breeding implications. J. agric. Sci., Camb., 89, 1977, s. 643-654.
- SAMIA, A. M.: Heterosis and combining ability in some broad bean *Vicia faba* diallel crosses. Savr. Poljopriv., 25, 1977, s. 73-79.

TURBIN, N. V. — CHOTYLEVA, L. V. — TARUTINA, L. A.: Dialelnýj analiz v selekcii rastěnij. Minsk, Izd. Nauka i tehnika 1974, s. 184.

ZLÁMAL, P.: Šlechtitelské a semenářské metody u luskovin. [Závěrečná syntetická zpráva VÚ č. R-I-28 s.] Šumperk - Temenice, VÚTPL 1971, s. 29.

ZLÁMAL, P.: Studium proměnlivosti uvnitř odrůd luskovin. [Dílčí závěrečná zpráva VÚ č. RV 3-1/2.] Šumperk - Temenice, VŠÚTPL 1972.

ZLÁMAL, P.: Analysis of complex leguminous plants characters. Sbor. ÚVTI - Genet. a Šlecht., 11, 1975, č. 1, s. 17-29.

Došlo dne 14. 1. 1981

ГАБЕТИНЕК, Я. (Сельскохозяйственный институт, Прага - Сухдол): Определение гетерозисного эффекта и комбинационной способности в диаллеле пяти сортов бобов. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 129-140.

Для диаллельного скрещивания брались сорта 'Inovec', 'Erfordia', 'Wieselburger Kleinkörnige', 'Lohmanns Weender' и 'Minor'. Из изучаемых количественных признаков самый большой гетерозисный эффект был установлен у признаков: общая масса растения, число и масса семян на растение. Низкий гетерозисный эффект был установлен у признаков: число плодородных стеблевых колен и бобов главного стебля, длина растения и масса 100 семян. Самый большой гетерозисный эффект по большинству признаков показали комбинации 'Erfordia X Wieselburger Kleinkörnige', 'Inovec X Minor', 'Erfordia X Inovec'. На основе анализа F₁ генерации были определены значения общей и специфической комбинационной способности, а также коэффициенты наследуемости в более узком смысле слова. Анализ комбинационной способности по всем изучаемым признакам доказал высокозначимую долю общей комбинационной способности. Доля специфической комбинационной способности часто была намного ниже. Очередность признаков согласно значению h^2 : масса 100 семян 0,86; число семян в бобу 0,79; число плодородных стеблевых колен главного стебля 0,79; число бобов главного стебля 0,78; длина растения 0,76; число семян растения 0,61; масса растения 0,28.

Faba vulgaris Moench. var. *equina* Pers.; диаллельное скрещивание; количественные признаки; коэффициенты наследуемости

HABETÍNEK, J. (University of Agriculture, Praha - Suchdol): Determination of Hybrid Vigour and Combining Ability in the Diallel of Five Bean Cultivars. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 129-140.

The following bean cultivars were used for diallel crossing: 'Inovec', 'Erfordia', 'Wieselburger Kleinkörnige', 'Lohmanns Weender', and 'Minor'. Out of the studied quantitative characters, the highest hybrid vigour was obtained in total plant weight, number of seeds per plant and seed weight per plant. A low hybrid vigour was recorded in the number of fertile nodes and pods on the main stem, plant length, and 100-seed weight. For most of the characters, the highest hybrid vigour was found in the combinations 'Erfordia X Wieselburger Kleinkörnige', 'Inovec X Minor' and 'Erfordia X Inovec'. The values of general and specific combining ability were determined and heritability coefficients in a narrower sense were estimated on the basis of an analysis of the F₁ generation. The analysis of combining ability in all the studied characters demonstrated a highly significant proportion of general combining ability. The component of specific combining ability was mostly much lower. The order of characters according to the h^2 value: 100-seed weight 0.86; number of seeds per pod 0.79; number of fertile nodes on the main stem 0.79; number of pods on the main stem 0.78; plant length 0.76; number of seeds per plant 0.61; plant weight 0.28.

Faba vulgaris Moench. var. *equina* Pers.; diallel crossing; quantitative traits; heritability coefficients

HABĚTÍNEK, J. (Landwirtschaftliche Hochschule, Praha - Suchdol): *Bestimmung des Heterosis-Effektes und der Kombinationsfähigkeit in der Diallele von fünf Bohnensorten*. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Slecht., 18, 1982 (2) : 128-140.

Für die diallele Kreuzung wurden die Sorten 'Inovec', 'Erfordia', 'Wieselburger Kleinkörnige', 'Lohmanns Weender' und 'Minor' verwendet. Von den verfolgten quantitativen Merkmalen wurde der höchste Heterosis-Effekt bei den Merkmalen — Gesamtmasse von Pflanzen, Zahl und Masse von Samen je Pflanze festgestellt. Ein niedriger Heterosis-Effekt wurde bei den Merkmalen — Zahl von fruchtbaren Nodi und Hülsen des Hauptstengels, Länge der Pflanze und Hundertsamenmasse festgestellt. Den höchsten Heterosis-Effekt für die meisten Merkmale wiesen die Kombinationen 'Erfordia X Inovec', 'Erfordia X Wieselburger Kleinkörnige', 'Inovec X Minor' auf. Aufgrund der Analyse der F₁-Generation wurden Werte einer allgemeinen und spezifischen Kombinationsfähigkeit bestimmt und Koeffizienten der Heritabilität in einem engeren Sinne des Wortes eingeschätzt. Die Analyse der Kombinationsfähigkeit wies bei allen verfolgten Merkmalen einen hoch signifikanten Anteil an der allgemeinen Kombinationsfähigkeit auf. Die Komponente der spezifischen Kombinationsfähigkeit war meistens beträchtlich niedriger. Die Reihenfolge von Merkmalen nach dem Wert h^2 : Hundertsamenmasse — 0,86; Samenzahl in der Hülse — 0,79; Zahl von fruchtbaren Nodi des Hauptstengels — 0,79; Zahl von Hülsen des Hauptstengels — 0,78; Pflanzenlänge — 0,76; Samenzahl je Pflanze — 0,61; Pflanzenmasse — 0,28.

Faba vulgaris Moench. var. *equina* Pers.; diallel Kreuzung; quantitative Merkmale; Koeffizienten der Heritabilität

Adresa autora:

Ing. Josef Habětínek, CSc., Vysoká škola zemědělská, 160 21 Praha 6 - Suchdol

ZMĚNY VARIABILITY VYBRANÝCH ZNAKŮ POPULACE BĚLOKVĚTÉHO BOBU (*FABA VULGARIS*) Vlivem N-NITRÓZO-N-METYLMOČOVINY

E. Pippalová

PIPPALOVÁ, E. (Výzkumný a šlechtitelský ústav technických plodin a luskovin Šumperk - Temenice, pracoviště Uherský Ostroh): *Změny variability vybraných znaků populace bělokvětého bobu (*Faba vulgaris*) vlivem N-nitrózo-N-metylmočoviny*. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 141-149.

Práce obsahuje hodnocení účinku dvou koncentrací N-nitrózo-N-metylmočoviny (0,50 mM; 0,25 mM) na variabilitu populace bobu koňského typu *equina*, označovaného jako 'Chlumecký bělokvětý'. Koncentrace 0,50 mM se jevila jako příliš toxická z hlediska získání dostatečné šíře populace M₂. V M₂ generaci způsobil chemomutagen zvýšení sterility a větvení rostlin a snížení plodnosti. Vlivem mutagenu vzrostla variabilita sledovaných znaků v M₃ generaci. Nejvyšší vzrůst variability byl zjištěn u celkové délky rostliny (o 41,2 %), počtu lusků na hlavní lodyze (o 32 %), počtu semen (o 31,8 %) a hmotnosti semen na hlavní lodyze (o 25,8 %).

bob obecný; mutace; N-nitrózo-N-metylmočovina

Genetická variabilita uvnitř druhu je u bobu koňského velmi nízká. Použitím klasických metod, především kombinačním křížením, se nedosáhne požadovaného rozšíření variability hospodářsky cenných znaků. Úspěšné není ani využívání geograficky vzdálených forem. Rozšíření genetické variability ve výchozím šlechtitelském materiálu je možné s úspěchem indukovat pomocí fyzikálních nebo chemických mutagenů.

Abdalla, Hussein (1977) uvádějí, že po ozáření semen dvou odrůd bobu γ paprsky v M₂ generaci vzrůstá variabilita u počtu semen a hmotnosti semen na rostlině a u hmotnosti tisíce semen. Ovlivněna byla rovněž výška rostlin a větvení, které se zvyšovalo se stoupající dávkou mutagenu. Obdobné výsledky přineslo i chemické ovlivnění semen roztokem etylmetansulfonátu (EMS). Nagl (1975) zjistil vzrůst variability v M₂ generaci po ozáření semen bobu γ paprsky především u znaků výška rostlin, výška nasazení nejspodnějšího luku, hmotnost tisíce semen a obsah bílkovin. Změny v morfologické stavbě rostlin zjistili po ovlivnění dvou odrůd bobu etyleniminem (EI) a EMS (Gerasimenko et al., 1971).

V této práci je hodnocen účinek N-nitrózo-N-metylmočoviny (MNU) na změny variability u vybraných znaků populace bělokvětého bobu typu *equina* označeného jako 'Chlumecký bělokvětý'.

Materiál a metody

V roce 1977 jsme ovlivnili semena bobu 'Chlumecký bělokvětý' roztokem MNU ve dvou koncentracích (0,50 mM roztok, tj. asi 0,052 % hmotnostních a 0,25 mM roztok, tj. asi 0,026 % hmotnostních). Metoda ovlivnění vycházela z návodu, který uvádí Gichner (1968). Suchá semena jsme máčeli v desetinasobném objemu roztoku chemomutagenu po dobu 24 hod. při teplotě 22 °C. Semena jsme promývali vodou rovněž po dobu 24 hod. Ovlivněná semena jsme ihned vyseli na připravený pozemek do sponu 30 × 10 cm.

Pokus obsahoval tři varianty: dvě koncentrace MNU (varianta 1 — 0,50 mM roztok a varianta 2 — 0,25 mM roztok) a neovlivněnou kontrolu (varianta 3), byl založen ve čtyřech opakováních a v každé variantě bylo vyseto 1000 semen.

Za vegetace v roce ovlivnění jsme sledovali toxicitu jednotlivých koncentrací chemomutagenu zjišťováním počtu vzešlých rostlin, jeho účinky na morfologii rostlin, tj. výskyt spots a změny v barvě květu. Při sklizni jsme z každé parcely odebrali vzorek 40 rostlin k rozborům morfologických a výnosových znaků. M₂ generaci jsme vyseli jako populaci tvořenou směsí potomstev rostlin sklizených v M₁ generaci. Z každé sklizené plodné rostliny jsme v M₂ generaci vyseli 4 až 5 semen.

Rovněž M₃ generaci jsme založili ve čtyřech opakováních, jednotlivými variantami byly populace tvořené směsí semen sklizených v počtu 4 až 5 z každé rostliny M₂ generace.

Vlastnosti populace v jednotlivých generacích jsme hodnotili rozбором vzorku čtyřiceti rostlin. Při rozbořích jsme sledovali tyto znaky: počet větví sterilních a fertálních, počet lusků na větvích a hlavní lodyze, počet plodných nodů na hlavní lodyze, počet lusků a semen, počet semen v lusků a hmotnost tisíce semen.

Získaná pokusná data jsme zpracovali analýzou rozptylu, rozdílů mezi variantami jsme testovali *F* testem s porovnáním kontrastu Tuckey-testem. Variabilitu jednotlivých znaků jsme hodnotili z přímo změřených nebo dopočítaných hodnot znaků u jednotlivých rostlin stanovením variačního rozpětí a variačních koeficientů. U vybraných znaků jsme sestavili grafy četností rostlin (v procentech z celkového sledovaného počtu) podle jednotlivých znaků.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Vliv MNU v M₁ generaci byl zjištěn u všech sledovaných znaků. Silně byla ovlivněna vzcházivost semen; ve variantě 1 (0,5 mM roztok MNU) vzešlo jen 59,1 % semen, varianta 2 (0,25 mM roztok MNU)

I. Vliv N-nitrózo-N-metylmočoviny v M₁ generaci — Effect of N-nitroso-N-methyl-urea in M₁ generation

Varianta	Vzešlé rostliny		Rostliny se spots		Pestře kvetoucí rostliny		Sklizené rostliny	
	počet celkem	%	počet celkem	%	počet celkem	%	počet celkem	%
1 0,50 mM roztok MNU	591	59,1	502	84,9	14	2,36	375	37,5
2 0,25 mM roztok MNU	832	83,2	612	73,6	48	5,77	713	71,3
3 neovlivněná kontrola	819	81,9	—	—	67	8,18	737	73,7
100 %	1000 zasetych semen		celkový počet vzešlých rostlin		celkový počet vzešlých rostlin		1000 zasetych semen	

Znak	Varianta						Dmin (0,05) pro varianty
	0,50 mM roztok MNU		0,25 mM roztok MNU		kontrola		
	průměr	R	průměr	R	průměr	R	
Počet větví sterilních	2,48	—	1,44	—	0,18	—	1,07
Počet větví fertálních	0,17	—	0,30	—	0,50	—	—
Počet větví celkem	2,65	—	1,73	—	0,68	—	1,06
Celková délka rostliny v cm	65,9	110 — 30	61,0	100 — 22	64,2	98 — 47	6,58
Výška nasazení prvního lusu v cm	24,9	46 — 8	28,3	42 — 15	32,5	49 — 18	3,80
Počet plodných nodů	1,25	11 — 0	2,26	10 — 0	4,34	10 — 1	1,60
Počet lusků vyvinutých	2,17	28 — 0	3,21	19 — 0	7,26	19 — 1	1,34
Počet lusků na jeden plodný nodus	1,72	—	1,40	—	1,68	—	—
Počet semen vyvinutých	3,16	56 — 0	4,96	40 — 0	19,44	63 — 3	3,24
Počet semen v lusu	1,45	—	1,46	—	2,69	—	0,30
Hmotnost semen vyvinutých v g	1,80	28,1 — 0	2,77	25,2 — 0	9,50	26,0 — 1,1	3,20
Hmotnost tisíce semen v g	563	—	549	—	487	—	118

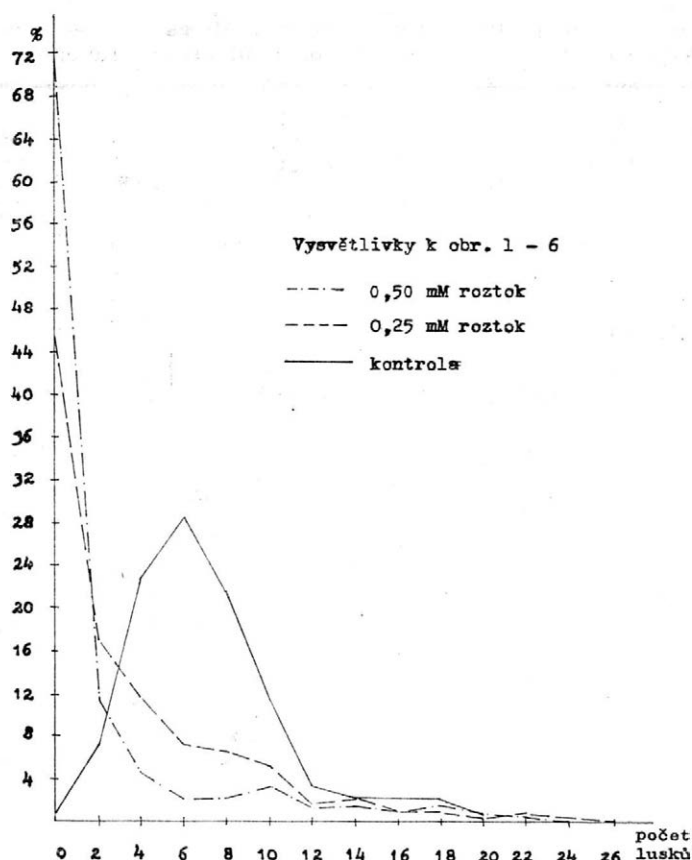
byla v počtu vzešlých rostlin na úrovni kontroly. Chlorofylové defekty spots byly zaznamenány v raných fázích růstu ve variantě 1 u 84,9 % vzešlých rostlin, u varianty 2 u 13,6 % rostlin. Ke sklizni v M₁ generaci dozrálo 37,5 % z 1000 zasetych semen ve variantě 1 a 71,3 % ve variantě 2 (tab. I).

Rozdíly mezi variantami byly zjištěny i v počtu dominantních příměsí (pestře kvetoucích rostlin v populaci bělokvětého bobu), v ovlivněných parcelách byl jejich počet významně nižší než u kontroly stejného genetického základu.

Ještě patrnější je vliv chemomutagenu na morfologické a výnosové znaky rostlin. Statisticky vysoce významné rozdíly byly zjištěny v počtu větví, ovlivněná semena poskytla rostliny silně větvičí, což zřejmě souvisí s poškozením vzrůstného vrcholu roztokem chemomutagenu. Na výšku hlavní lodyhy neměl mutagen přímý vliv, ve výšce nasazení prvního lisku však byly významné rozdíly mezi variantami (tab. II).

Chemomutagen způsobil v M₁ generaci významné snížení plodnosti rostlin, které se projevilo v počtu plodných nodů, počtu lusků, semen, počtu semen v lisku i hmotnosti semen na rostlinu. Všechny tyto znaky mají nejnižší hodnotu ve variantě 1. Pokles výnosových znaků souvisí s vysokým zastoupením sterilních rostlin v obou variantách ovlivnění. U varianty 1 s 0,50 mM roztokem MNU mělo 74,4 % rostlin méně než tři semena, a 65 % rostlin bylo zcela bez lusků. Varianta 2 měla 46,9 % rostlin s méně než třemi semeny a 37,5 % rostlin bylo zcela sterilních (obr. 1 a 2). Pokles plodnosti vlivem chemomutagenu zjistili rovněž Vlček, Růžičková (1978).

1. Četnost počtu lusků
v M_1 generaci — Fre-
quency of pod number
in M_1 generation

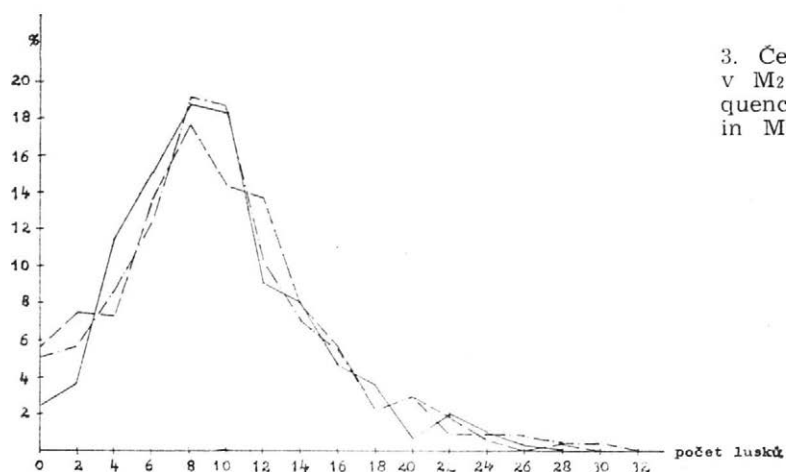
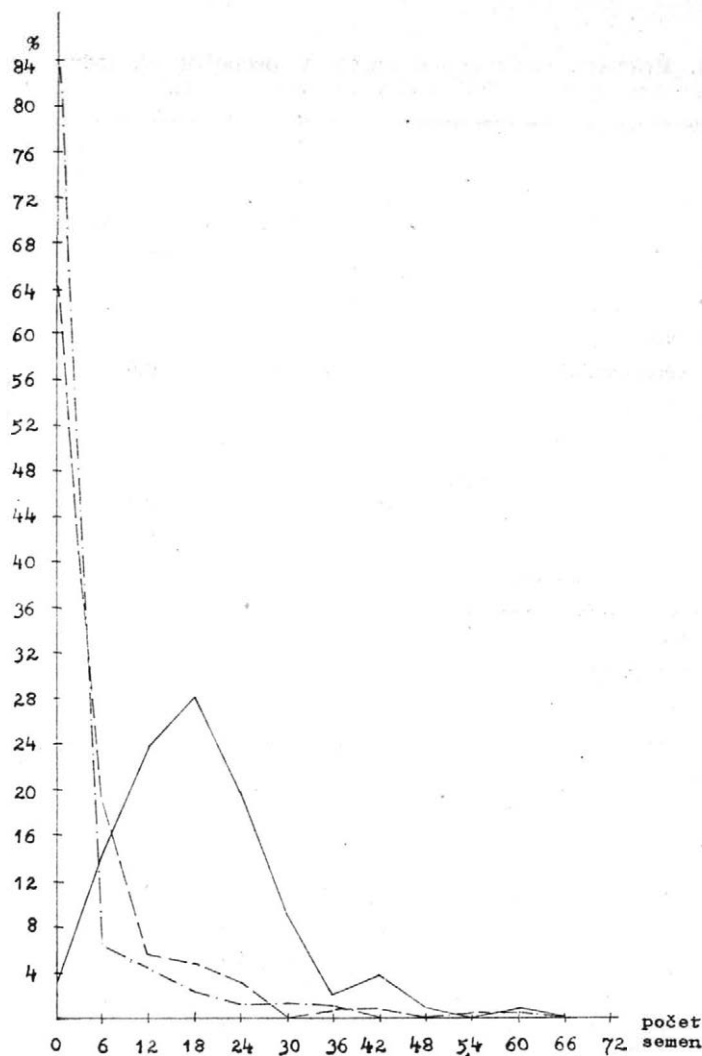


Vzniku bělokvětých forem působením mutagenu, jak je popisuje Sjödin (1972), odpovídá v našem pokuse pokles počtu barevně kvetoucích rostlin ve variantách 1 a 2.

V M_2 generaci nebyl již patrný přímý vliv chemomutagenu na růst rostlin. V průměrech sledovaných znaků nebyly zjištěny významné rozdíly mezi variantami. Pouze větvení bylo u ovlivněných variant vyšší než u kontroly. Ke stejnému výsledku dospěli i Abdalla, Hussein (1977) při ovlivnění semen dvou odrůd bobu působením roztoků EMS. V obou ovlivněných variantách se v M_2 generaci projevil zvýšený podíl sterilních rostlin (obr. 3 a 4). Z hodnocení variačního rozpětí jednotlivých sledovaných znaků je zřejmý vzrůst variability vlivem mutagenu (tab. III). Rovněž tyto výsledky jsou shodné s poznatky uváděnými v literatuře.

Při hodnocení M_3 generace bylo zjištěno statisticky vysoce významné snížení počtu semen v lasku u obou variant ovlivnění proti kontrole [F pro varianty 17,98 — $P \alpha < 0,01$; $D_{min}(0,05) = 0,22$]. Délka rostliny (hlavní lodyhy) ve variantě 1 byla významně nižší než u kontroly. Hodnocením proměnlivosti byla zjištěna nejnížší variabilita u znaků délka rostliny a hmotnost tisíce semen. Vlivem chemomutagenu vzrostla variabilita u všech sledovaných znaků (tab. IV). Největší vzrůst proměnlivosti zaznamenala celková délka rostliny (o 41,16 %) ve variantě 2.

2. Četnost počtu semen
vyvinutých na hlavní
lodyze v M_1 generaci —
Frequency of seed num-
ber developed on main
stem in M_1 generation



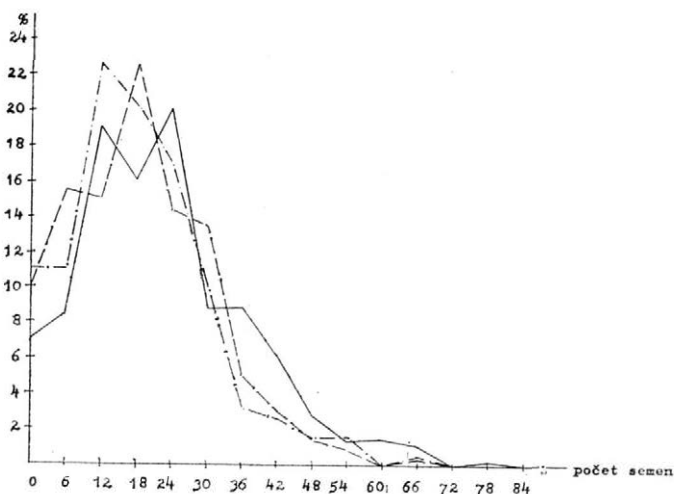
3. Četnost počtu lusků
v M_2 generaci — Fre-
quency of pod number
in M_2 generation

III. Průměry sledovaných znaků v přepočtu na jednu rostlinu v M₂ generaci —
The means of the followed characters recalculated per one plant of M₂ generation

Znak	Varianta						Dmin (0,05) pro varianty
	0,50 mM roztok MNU		0,25 mM roztok MNU		kontrola		
	průměr	R	průměr	R	průměr	R	
Počet větví sterilních	0,95	—	0,80	—	0,85	—	—
Počet větví fertálních	0,63	—	0,62	—	0,51	—	0,27
Počet větví celkem	0,72	—	0,70	—	0,60	—	0,27
Celková délka rostliny v cm	80,1	120 — 42	85,5	120 — 40	71,7	113 — 39	44,30
Výška nasazení prvního luku v cm	32,4	61 — 11	30,8	49 — 10	28,6	47 — 14	0,80
Počet plodných nodů	5,34	14 — 0	5,44	13 — 0	5,06	12 — 0	0,80
Počet lusků vyvinutých	9,44	29 — 0	9,78	29 — 0	9,94	28 — 0	3,51
Počet lusků na jeden plodný nodus	1,76	—	1,80	—	1,97	—	0,82
Počet semen vyvinutých	19,44	97 — 0	20,04	69 — 0	23,93	68 — 0	14,56
Počet semen v luku	2,06	—	2,05	—	2,40	—	0,70
Hmotnost semen vyvinutých v g	8,04	29,7 — 0	7,96	24,8 — 0	8,66	33,8 — 0	4,31
Hmotnost tisíce semen v g	414	—	398	—	361	—	117

Velký vzrůst variability byl zjištěn u počtu lusků na rostlinu (o 32 %) — obr. 5, počtu semen (o 31,8 %) — obr. 6 a hmotnosti semen na hlavní lodyze (o 25,8 %) působením roztoku 0,50 mM MNU.

Vlk, Růžicková (1978) zjistili po chemickém ovlivnění semen bobu odrůdy 'Inovec' roztokem EMS snížení plodnosti rostlin, především u počtu plodných nodů a počtu lusků na rostlinu. Abdalla



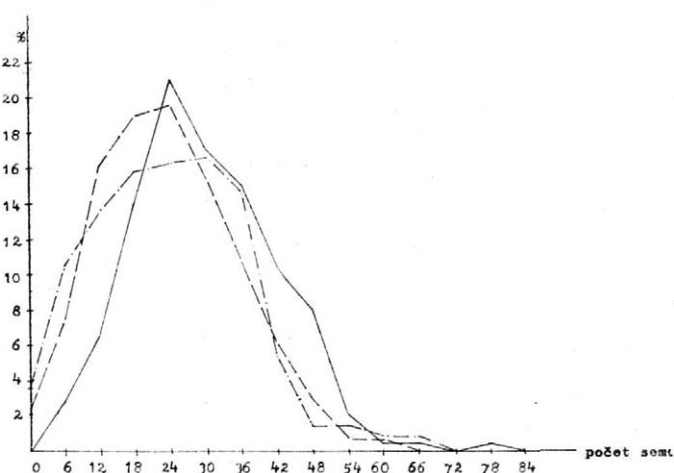
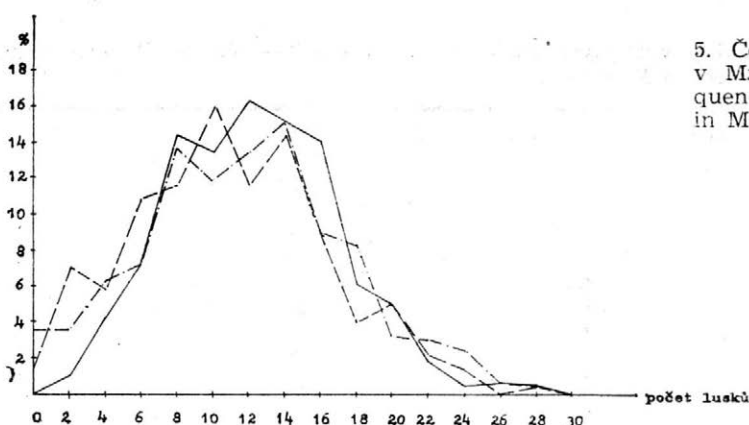
4. Četnost počtu semen vyvinutých na hlavní lodyze v M₂ generaci — Frequency of seed number developed on main stem in M₂ generation

IV. Hodnocení variability vybraných znaků v M3 generaci — Variability evaluation of the selected characters in M3 generation

Hodnocený znak	Varianta	$\bar{x}$	$S\bar{x}$	R	v (%)
Celková délka rostliny v cm	1	100,9	0,795	133 — 40	13,16
	2	102,8	1,144	130 — 61	18,52
	3	105,9	0,835	136 — 74	13,12
Výška nasazení prvního lusu v cm	1	21,7	0,399	51 — 6	30,40
	2	22,6	0,429	69 — 5	31,60
	3	21,8	0,392	59 — 8	29,95
Počet lusků vyvinutých	1	12,0	0,343	26 — 0	47,70
	2	11,5	0,323	29 — 1	46,82
	3	12,8	0,278	29 — 2	36,14
Počet lusků na jeden plodný nodus	1	1,58	0,022	2,80 — 1,00	22,70
	2	1,51	0,021	2,80 — 1,00	22,97
	3	1,59	0,020	2,80 — 1,00	21,09
Počet semen vyvinutých	1	23,3	0,775	69 — 0	55,55
	2	23,0	0,708	58 — 1	51,26
	3	29,5	0,747	64 — 3	42,13
Počet semen v lusu	1	1,90	0,030	3,00 — 0,60	25,96
	2	1,99	0,029	3,25 — 0,88	24,20
	3	2,30	0,029	3,27 — 0,80	20,79
Hmotnost semen vyvinutých v g	1	11,02	0,363	28,1 — 0,0	55,02
	2	11,04	0,361	29,8 — 0,9	54,50
	3	13,69	0,360	29,2 — 0,6	43,73
Hmotnost tisíce semen v g	1	477	5,996	1000 — 100	20,74
	2	478	5,866	886 — 200	20,42
	3	463	5,163	705 — 173	18,56

a Hussein (1977) popisují vzrůst variability u výšky rostlin, počtu a výnosu semen a hmotnosti tisíce semen způsobený EMS.

Zjištěné výsledky zvýšení variability jednotlivých morfologických a výnosových znaků u ovlivněných populací umožňují doporučit metodu použití MNU jako vhodnou k tvorbě výchozího šlechtitelského materiálu u bobu. Koncentrace 0,25 mM (tj. asi 0,026 % hmotnostních) byla pro ovlivnění bělokvětého bobu vhodnější, dvojnásobná koncentrace se jevila jako příliš toxická z hlediska získání dostatečné šíře populace M2 generace. Metoda mutačního ovlivnění populací dává tedy naději na selekční zisk typů rostlin, vyhovujících šlechtitelským cílům i u populace fakultativně cizosprašných rostlin, jakou je bob koňský.



Literatura

- ABDALLA, M. M. — HUSSEIN, H. A. S.: Effects of single and combined treatments of gamma-rays and EMS on M₂-quantitative variation in *Vicia faba* L. Z. Pflzücht., 78, 1977, č. 1, s. 57-64.
- GERASIMENKO, I. I. — JENKEN, V. B. — TROŠINA, A. I.: Vlijanije chimičeskich mutagenov i gamalučej na kormovyje boby. In: Praktika chim. mutageneza. Moskva, Nauka, 1971, s. 145-151.
- GICHNER, T.: Chemomutageny. Stud. Inf. ÚVTI - Ř. Zák. Vědy Zeměd. 1968, č. 7-8.
- NAGL, K. von: Neue Wege in der Pferdebohnenzüchtung (*Vicia faba* var. *minor*). Jb. BundAnst. PflBau u. Samenprüf. Wien, 1975, s. 173-218.
- SJÖDIN, J.: Studies on induced mutations in *Vicia faba* L. PBA, 42, 1972, č. 4.
- VLK, J. — RŮŽICKOVÁ, M.: Tvorba nových forem bobu indukci mutací. [Dílčí závěrečná zpráva.] Praha - Suchdol, Vys. Šk. zeměd. 1978.

Došlo dne 29. 1. 1981

ПИППАЛОВА, Е. (Научно-исследовательский и селекционный институт технических культур и бобовых, Шумперк - Теменице, рабочий объект Угерски Острог): Изменения variabilityity выбранных признаков популяции бобов обыкновенных (*Faba vulgaris*) под влиянием N-нитрозо-N-метилмочевины. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 141-149.

В данной статье оценивается действие двух концентраций N-нитрозо-N-метилмочевины (0,50 мМ; 0,25 мМ) на изменчивость популяции конских бобов, типа эквина, обозначенный как 'Хлумецкий белокветы'. Концентрация 0,50 мМ оказывалась слишком токсической с точки зрения получения достаточного объема популяции M₂. В M₂ генерации хемомутаген повысил стерильность и разветвление растений и понизил плодоношение. Под действием мутагена повысилась изменчивость изучаемых признаков в M₃ генерации. Больше всего изменчивость отмечалась у общей длины растения (на 41,2%), числа бобов (стручков) на главном стебле (на 32%), числа семян (на 31,8%) и у массы семян на главном стебле (на 25,8%).

Бобы обыкновенные; мутация; N-нитрозо-N-метилмочевина

PIPPALOVÁ, E. (Research and Breeding Institute of Technical Crops and Legumes, Šumperk - Temenice, Workplace at Uherský Ostroh): *Changes in the Variability of Selected Characters in the Population of Faba vulgaris Induced by Application of N-nitroso-N-methylurea*. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 141-149.

An evaluation of the effect of two concentrations of N-nitroso-N-methylurea (0.50 mM; 0.25 mM;) on the population variability in horse bean, type equina, called 'Chlumecký White-Flowered' is presented. From the viewpoint of obtaining sufficient wideness of M₂ population, the concentration of 0.50 mM appeared to be too toxic. In M₂ generation chemomutagen caused an increase in sterility and plant branching and a decrease in fertility. Mutagen also caused an increase in variability of the followed characters in M₃ generation. The greatest variability increase was found with the total plant length (by 41.2%), number of pods on main stem (by 32%), seed number (by 31.8%) and seed weight on main stem (by 25.8%).

horse bean; mutation; N-nitroso-N-methylurea

PIPPALOVÁ, E. (Forschungs- und Züchtungsinstitut für technische Pflanzen und Hülsenfrüchte, Šumperk - Temenice, Arbeitsstätte Uherský Ostroh): *Veränderungen der Variabilität ausgewählter Merkmale der Populationen weißblütiger Bohnen (Faba vulgaris) durch den Einfluß des N-Nitroso-N-Methylharnstoffes*. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 141-149.

In der Arbeit wird die Bewertung der Wirkung von zwei Konzentrationen des N-Nitroso-N-Methylharnstoffes (0,50 mM; 0,25 mM) auf die Variabilität der Ackerbohne, des Types Equina, die als Chlumecký bělokvětý (weißblütig) bezeichnet wird angeführt. Die Konzentration von 0,50 mM zeigte sich vom Standpunkt der Gewinnung einer genügenden Breite der M₂-Population zu viel toxisch. In den M₂-Generation verursachte das Chemomutagen Erhöhung der Sterilität und Verzweigung der Pflanzen sowie Herabsetzung der Fruchtbarkeit. Durch den Einfluß des Mutagens stieg die Variabilität der beobachteten Merkmale in der M₃-Generation. Der höchste Zuwachs der Variabilität wurde bei der gesamten Pflanzlänge festgestellt (um 41,2%), dann folgten die Hülsenzahle auf dem Hauptstiel (um 32%), Samenzahl (um 31,8%) und Samenmasse am Hauptstiel (um 25,8%).

Ackerbohne; Mutation; N-Nitroso-N-Methylharnstoff

Adresa autorky:

Ing. Eva Pippalová, Výzkumný a šlechtitelský ústav technických plodin a luskovin, Šumperk - Temenice, pracoviště 687 24 Uherský Ostroh

K ŠEDESÁTINÁM ing. VLADIMÍRA SVĚTLÍKA, CSc.

Dne 13. října 1981 se dožil 60 let ing. Vladimír Světlík, CSc., vedoucí Šlechtitelské stanice v Hladkých Životicích. Již přes 35 let se zabývá problematikou travinářství a jetelářství. Je autorem celé řady vědeckých odborných publikací, které jsou známy u nás i v zahraničí. Jeho přednášky a odborná poradenská činnost přispěla k rychlému rozšíření nových výkonných odrůd jetelů a trav a k zvyšování jejich výnosů.

Je vedoucím šlechtitelského týmu jetelovin, členem šlechtitelské rady pro pícniny a vědecké rady Výzkumného a šlechtitelského ústavu pícninářského v Troubsku, členem ústřední komise ČSAZ pro krmivovou základnu a členem komise pro semenářství pícnin ČSAZ. Je iniciátorem mezinárodní spolupráce ve šlechtění pícnin a autorem společných šlechtitelských metod a postupů.

Neméně důležitá je i jeho politická práce. Je členem OV KSČ, členem zemědělské komise a plní povinnosti poslance MNV.

Po celou dobu své odborné činnosti je ing. Světlík, CSc., průkopníkem v zavádění nových šlechtitelských postupů a nových vědeckých poznatků do šlechtitelské praxe. Se svým kolektivem dokázal tyto poznatky tvůrčím způsobem rozvíjet a dosáhnout vynikajících výsledků, např. vyšlechtěním výkonných tetraploidních odrůd jetele lučního i trav.

Již v roce 1960 začal se svým kolektivem radiační šlechtění trav a později na tomto základě rozvinul rozsáhlé mutační šlechtění, které se ukázalo jako vhodná šlechtitelská metoda zejména u apomiktických travních druhů, jako je lučnice luční. V roce 1962 započal s polyploidizací jetele lučního a jílku. Postupně uvedl do provozu laboratoře, v nichž by bylo možné šlechtitelské materiály ovlivňovat kolchicinem a morfologicky i cytologicky testovat stupeň ploidie v generacích C₀ až C₂. U vybraných tetraploidních forem následovala další hybridizace k dosažení požadovaných vlastností. Následovaly práce s mezidruhovými hybridy a byla vyšlechtěna allotetraploidní forma jílku. Později započali se šlechtěním mezirodových hybridů *Lolium* × *Festuca*. Tento šlechtitelský program vyžadoval prohloubit cyto genetické práce — zavést testování počtu chromozómů v průběhu mitózy a meiózy. Ke zlepšení fertility bylo nutné studovat tvorbu pylu a rozvíjet metodu pěstování tkáňových kultur. V poslední době řídí šlechtitelské postupy u lipnice luční. V tomto procesu byly indukovány sexuální typy a po cyto genetickém vyšetření kombinovány s apomiktickými samčími rostlinami k vytvoření nových typů, vhodných pro různé účely využití.

Výsledkem výzkumné a šlechtitelské práce ing. Světlíka, CSc., bylo povolání tetraploidních odrůd jetele lučního — 'Kvarta-4n' a 'Radegast-4n', jílku jednoletého — 'Jitral-4n', jílku mnohokvětého — 'Lolita-4n' a jílku vytrvalého — 'Tarpan'. Tyto tetraploidní formy včetně jílku hybridního 'Odro-4n' mají vyšší obsah cukrů, jsou stravitelnější, chutnější a poskytují vysoké výnosy zelené hmoty. Ing. Světlík, CSc., má zásluhu na velmi rychlém zavedení těchto odrůd do praxe, a tím na zlepšení krmivové základny. Ve státních odrůdových zkouškách je úspěšně zkoušeno novošlechtění srhy říznáčky HŽ I a kostřavy červené travníkovité. Obě novošlechtění mají předpoklad k povolení. V mezistaničních předzkouškách jsou již první mezirodové hybridy jílku mnohokvětého a kostřavy luční nebo rákosovité. Dále je zkoušeno několik novošlechtění lipnice luční, která jsou vhodná pro pícní účely nebo technické trávníky.

Šedesátka zastihla ing. V. Světlíka, CSc., uprostřed tvořivé práce v plné duševní i tělesné svěžesti. Za úspěšnou práci na úseku šlechtění a politickou činnost mu bylo prezidentem republiky uděleno vyznamenání *Za zásluhy o výstavbu*.

Do dalších let tvůrčí práce přejme jubilantovi hodné dalších šlechtitelských úspěchů, které by spolu s politickou angažovaností přinesly prospěch našemu zemědělství a celé naší socialistické společnosti.

Ing. S. Sýkora, CSc.

MOŽNOSTI SOUHRNNÉHO HODNOCENÍ VÝNOSOVÉ DYNAMIKY VÍCELETÝCH VÍCESEČNÝCH PÍCNIN

F. Weiling, J. Rod

WEILING, F. — ROD, J. (Ústav zemědělské botaniky, Bonn; Výzkumný a šlechtitelský ústav pícninářský, Troubsko): *Možnosti souhrnného hodnocení výnosové dynamiky víceletých vícesečných pícnin*. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2): 151-159.

Zkoušky výkonu s víceletými pícninami zahrnují nejméně dva sklizňové roky s více sečemi. Dílčí výsledky nejsou stochasticky nezávislé, takže komplexní hodnocení je možné pomocí vícerozměrných analýz rozptylu. Současně je nutné respektovat vlivy míst a vegetačních ročníků, což předpokládá časově opakované zakládání pokusů na více místech. Možnosti hodnocení výnosu byly u takto definovaného pokusného materiálu ukázány na modelu se šesti odrůdami vojtěšky, hodnocenými na čtyřech pokusných místech ve dvou sklizňových rocích se třemi sečemi vždy ve dvou časově posunutých pokusech (Rod, Weiling, 1981 a Weiling, Rod, 1981). Tato studie navazuje na obě práce, ukazuje na možnosti názorné grafické interpretace výsledků a podává řešení některých metodických otázek pokusů tohoto typu.

víceleté vícesečné pícniny; výnosová dynamika; vícerozměrné metody; grafická interpretace

Možnostem, které skýtá použití vícerozměrné analýzy rozptylu při hodnocení výnosové dynamiky víceletých vícesečných pícnin, byly věnovány studie Rod, Weiling (1981) a Weiling, Rod (1982).

Na modelu šesti odrůd vojtěšky, zkoušených na čtyřech pokusných místech ve dvou postupně zakládaných pokusech hodnocených ve dvou sklizňových rocích po třech sečích, byly popsány a rozebrány výsledky dílčích vícerozměrných analýz a bylo ukázáno na význam doplňkových informací, získaných z jednorozměrných analýz rozptylu, především s ohledem na interakce s prostředím.

Tato studie navazuje na citované práce s cílem ukázat na další interpretační možnosti výsledků takto hodnocených komplexních materiálů.

MATERIÁL A METODY

Studie navazuje na práce autorů Rod, Weiling (1981) a Weiling, Rod (1982), představuje rozpracování dalších analytických aspektů dané problematiky a opírá se o stejný modelový materiál (obr. 1 práce Rod, Weiling, 1981).

Dosud získané výsledky umožňují hlouběji prostudovat výnosové rozdíly odrůd, a to při současném respektování sklizňových roků a sečí.

Mimoto skýtají podklad pro odhady zastupitelnosti sledovaných ukazatelů a umožňují posoudit význam dalších výnosových charakteristik, vhodnost pokusných míst a spolehlivost metodiky rozborů.

Řešení se opírá o tuto úvahu: Jelikož jsme ve vícerozměrné analýze rozptylu respektovali nejdříve jednu skupinu proměnných stejného druhu, v našem případě sklizňové roky nebo seče ve sklizňovém roce, vyvstává otázka, jak shrnout výsledky těchto analýz. Rod, Weiling (1975) použili v této souvislosti projekci regresí na dvě roviny, přičemž znázornili průběh výnosu odrůd ve třech sečích prvního sklizňového roku v první rovině, odpovídající průběh ve druhém sklizňovém roce ve druhé (zadní) rovině. Na rozdíl od tohoto přístupu jsme v této studii zvolili jako názorný prostředek projekci průměrů odrůd na rovinu, proloženou oběma prvními hlavními osami vícerozměrného systému (Schneider, 1967). Vycházíme při tom ze sklizňových roků a z výnosů zelené hmoty 1. seče. Označme sklizňová data v zelené hmotě x_{ijklmn} , kde: $i = 1, 2, 3$ — index sečí; $j = 1, 2$ — index sklizňových roků; $k = 1, \dots, 6$ — index odrůd; $l = 1, \dots, 4$ — index míst; $m = 1, 2$ — index roků založení (pokusů); $n = 1, 2, 3$ — index pokusných dílců, přičemž výnosy x_{ijklmn} , $x_{i'j'klmn}$ nejsou obecně pro libovolné i, i', j, j' nezávislé. Nechť pro jednoduchost značí: $x_{ijk} = x_{ijk} \dots$ průměr k -té odrůdy přes všechna místa, roky založení a pokusné dílce při i -té seči j -tého sklizňového roku. Projekční body Z_{i^*jk} , připadající na j -tou hlavní osu pro k -tou odrůdu $i = 1$ seče jsou pak stanoveny jako lineární kombinace výnosů ve sklizňových letech a sečích, tj. jako skalární směrnice charakteristických vektorů $\{l_i\}$ a vektoru průměru odrůd.

$$Z_{i^*jk} = l_{1j} \cdot x_{i^*1k} + l_{2j} \cdot x_{i^*2k}$$

při $i^* = 1$.

Charakteristické vektory $\{l_i\}$ a jim příslušné charakteristické hodnoty (λ_j) byly vypočteny pomocí matice AE^{-1} za použití rovnice:

$$|A - \lambda E| = 0$$

$$(A - \lambda_j E) l_j = 0$$

A zde představuje průměrnou kovarianční matici vyplývající z rozkladu celkové kovarianční matice v našem modelu, např. matici příslušnou hlavním efektům odrůd, E je chybovou maticí. V dalším nazýváme A hypotetickou maticí.

Tab. I shrnuje součty charakteristických čísel, jakož i samotná charakteristická čísla v procentech pro všechny možné dílčí pokusy u výnosů zelené hmoty se sečemi nebo sklizňovými roky jako vícerozměrnými proměnnými. Naproti tomu jsou v tab. II uvedeny charakteristické vektory se sklizňovými roky jako vícerozměrnou proměnnou pro tři seče.

V obr. 1 jsou do téže soustavy hlavních os zakomponovány projekční body dílčích pokusů tří sečí se sklizňovými roky jako vícerozměrnými proměnnými. Poněvadž jde pouze o dva sklizňové roky, připadá celková informace na obě hlavní osy. Dělení hlavních os (mezi znázorněním jednotlivých sečí přerušených) je bez rozměru. Pro interpretaci výsledků má význam uspořádání a především vzdálenost projekčních bodů jednotlivých průměrů odrůd uvnitř jednotlivých skupin. Tato je především velká u projekčních bodů 1. seče, zvláště malá u 2. seče. Pozoruhodné

I. Součty charakteristických čísel a charakteristická čísla v % matice AE^{-1} a hypotetické matice A pro rozdíly průměrů odrůd od celkového průměru, jakož i chybové matice E pro rozdíly jednotlivých stanovení od příslušného průměru odrůd. — Sums of characteristic numbers and characteristic numbers in % of AE^{-1} matrix and hypothetical matrix A for the differences of the means of varieties from the total mean, as well as error matrix E for the differences of individual determinations from the corresponding mean of varieties

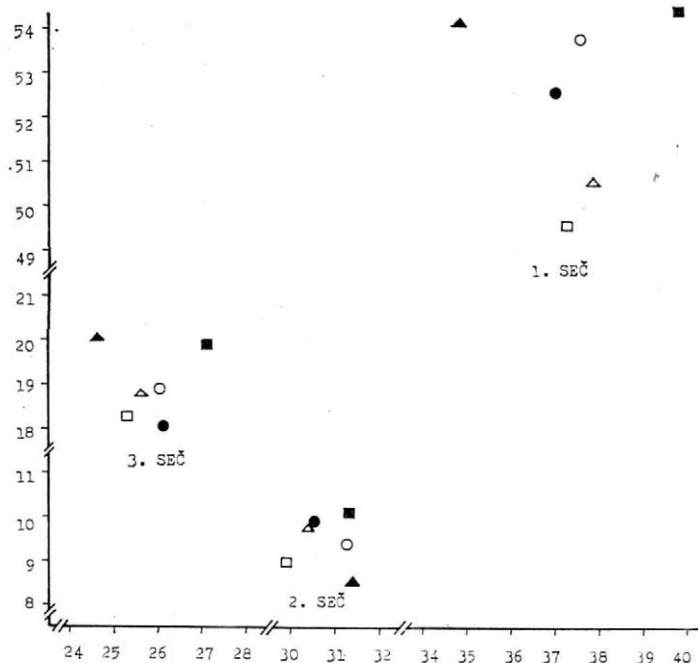
Dílčí šetření	Vícerozměrná proměnná	$\Sigma \lambda_i$	λ_1 (v %)	λ_2 (v %)	λ_3 (v %)
1. sklizňový rok	seče	0,01377	81,5	17,1	1,4
2. sklizňový rok	seče	0,05286	72,3	23,1	4,6
1. seč	sklizňové roky	0,87734	76,2	23,8	
2. seč	sklizňové roky	0,02306	89,9	10,1	
3. seč	sklizňové roky	0,01038	62,6	37,4	

II. Normované charakteristické vektory matice AE^{-1} pro 3 seče. Sklizňové roky jako vícerozměrná proměnná — Standardized characteristic vectors of AE^{-1} matrix for 3 cuts

Dílčí hodnocení	1. hlavní osa	2. hlavní osa
1. seč	-0,15107 0,98852	0,90497 -0,42547
2. seč	-0,57447 0,81852	0,96730 -0,25365
3. seč	-0,24492 0,96954	0,99050 -0,13755

je, že projekce odrůdy 6 ('Palava') vykazuje uvnitř jednotlivých skupin při nejvyšším výnosu zelené hmoty největší vzdálenost od počátku souřadnic (tab. IV v práci Rod, Weiling, 1981). Relativní poloha skupin bodů získaných pro jednotlivé seče je určena především relativní velikostí prvků charakteristických vektorů vzájemně, a to bez ohledu na velikost průměrných výnosů odrůd v jednotlivých sečích a jejich celkový rozptyl $\Sigma \lambda_i$ (tab. II).

Podle právě naznačeného principu jsou v obr. 2 sestaveny projekce průměrných výnosů odrůd obou sklizňových roků, vždy se třemi sečemi jako vícerozměrnými proměnnými. Projekce byla provedena na rovinu proloženou oběma prvními hlavními osami. Zanedbáním třetí osy došlo v tomto případě pro poměry prvního sklizňového roku ke ztrátě informací o 1,4 %, druhého sklizňového roku o 4,6 % (tab. I). Projekční body kolísají uvnitř obou skupin bodů přibližně stejně silně, přestože je celkový rozptyl ($\Sigma \lambda_i$) ve 2. sklizňovém roce zhruba čtyřikrát tak velký jako v 1. sklizňovém roce. Jako v předcházejícím případě leží odrůda s nejvyšším výnosem zelené hmoty (č. 6 — 'Palava') vždy nejdále, odrůda s nejnižším výnosem zelené hmoty (č. 5 — 'Nitranka') prakticky nejbliže výchozímu bodu souřadnic. Přitom nemá význam, že skupiny



1. Projekce průměrných výnosů odrůd v jednotlivých sečích na obě hlavní osy jako výsledek vícerozměrné analýzy rozptylu, se sklizňovými roky jako vícerozměrnou proměnnou. Projekce získané nezávisle pro tři seče, jsou znázorněny v témže systému os — Projections of the mean yields of varieties in the cuts on both main axes as a result of multidimensional analysis of variance, with harvest years as multidimensional variable. In the same axis system are plotted projections obtained independently for three cuts

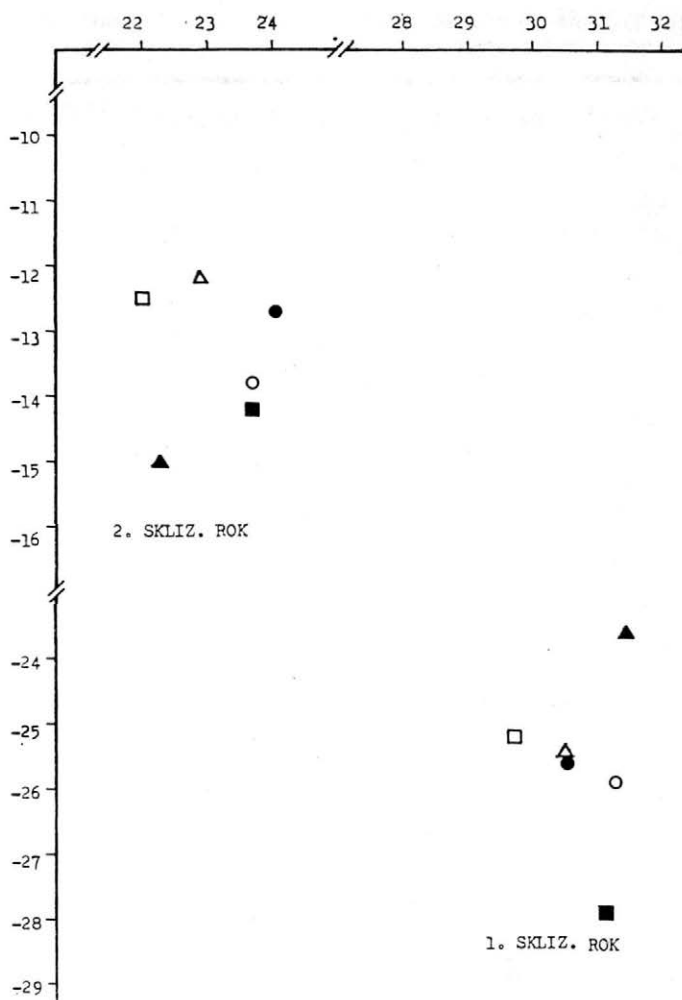
bodů obou sklizňových roků leží ve čtvrtém a nikoliv v prvním kvadrantu systému souřadnic.

U vícerozměrných analýz vyvstává dále otázka, zda všechny do analýzy zařazené proměnné jsou pro dosažený výsledek nutné, nebo zda je možné na jednu nebo druhou proměnnou nereflektovat, pokud je postradatelnou. Pro ověření této otázky je k dispozici test na redundanci (nadměrnost), který navrhli Ahrens a Lăuter (1974). Jako míra nepostradatelnosti i -té proměnné (U_i) slouží u tohoto testu rozdíl mezi dělicí mírou T_o^2 při začlenění všech původních proměnných a mírou T_{ii}^2 při vyloučení i -té proměnné. Významnost nepostradatelnosti U_i může být přibližně ověřena pomocí F-statistiky.

Výsledky takovýchto testů různých analýz se sečemi nebo sklizňovými roky jako vícerozměrnými proměnnými jsou sestaveny v tab. III. Ukazuje se, že u všech jednotlivých analýz není žádná z uvažovaných proměnných významná, tj. nepostradatelná. Podle toho mohly být jednotlivé analýzy provedeny bez citelné ztráty informací vždy s jednou jedinou proměnnou (jednorozměrně). V případě sečí by bylo jistě vhodné dát přednost 1. nebo 2. seči, poněvadž míra nepostradatelnosti je pro 3. seč číselně značně nižší než pro obě první seče. Toto zjištění je v souladu se závěry práce Rod et al. (1981) kde se ukazuje, že maximum informací o fenotypové diferenciaci výnosové produktivity je dáno první sečí.

Legenda k obr. 1 a 2

- 1 ○ Hodonínka
- 2 ● Přerovská
- 3 △ Stupická
- 4 ▲ Táborka
- 5 □ Nitranka
- 6 ■ Palava



2. Projekce průměrných výnosů odrůd v obou sklizňových rocích na obě hlavní osy jako výsledek vícerozměrné analýzy rozptylu, se sečemi jako vícerozměrnou proměnnou. Projekce získané nezávisle pro oba sklizňové roky, jsou znázorněny v témže systému os — Projections of the mean yields of varieties in both harvest years on both main axes as a result of multidimensional analysis of variance, with cuts as multidimensional variable. In the same axis systems are plotted projections obtained independently for both harvest years

Mimo výnosu zelené hmoty byl hodnocen i výnos sena, jak konečně vyplývá ze souhrnných výnosových tabulek z obou citovaných studií. Význam této charakteristiky byl posouzen takto: Průměrný podíl sena společný všem šesti odrůdám, spočítaný z jejich průměrných podílů činil $0,2249 \pm 0,000555$. Rozdíl mezi podíly sena našich odrůd je velmi nízký [variační rozpětí 0,2241 do 0,2258]. S ohledem na tuto skutečnost a s ohledem na výsledky analýz výnosů sena, které se málo shodují s výsledky, dosaženými u výnosů zelené hmoty [tab. II práce Rod, Weiling, 1981] vyvstává otázka, zda se zde neprojevuji důsledky relativně hrubě provedených stanovení výnosů sena. Jde zde zřejmě o me-

III. Test na nadbytek informace (redundanci podle Ahrense a Läutera) — Excess information test (redundance according to Ahrens and Läuter)

Vícerozměrná proměnná	Dílčí hodnocení	Charakteristiky	1	2	3
Seče	1. skliz. rok $f_1 = 5; f_2 = 184$	U	0,00742	0,00546	0,00095
		$\tilde{F}$	0,271-	0,199-	0,034-
Seče	2. skliz. rok $f_1 = 5; f_2 = 184$	U	0,03182	0,02836	0,01777
		$\tilde{F}$	1,147-	1,019-	0,632-
Sklizňový rok	1. seč $f_1 = 5; f_2 = 185$	U	0,00740	0,02004	
		$\tilde{F}$	0,268-	0,736-	
Sklizňový rok	2. seč $f_1 = 5; f_2 = 185$	U	0,01655	0,02055	
		$\tilde{F}$	0,608-	0,759-	
Sklizňový rok	3. seč $f_1 = 5; f_2 = 185$	U	0,00413	0,00647	
		$\tilde{F}$	0,152-	0,238-	

todické záležitosti, týkající se reprezentativnosti odebíraných vzorků a jejich bezztrátového sušení.

Dalším problémem u pokusů tohoto typu je vhodnost pokusných míst. V tomto případě jde především o zodpovězení otázky, které faktory byly příčinou vesměs významných rozdílů mezi pokusnými místy, pokud jde o jejich vhodnost pro pěstování vojtěšky. Obdobně zůstává otázkou, jak dalece jsou tyto faktory zodpovědné za to, že v 1. a 2. seči zůstává pořadí míst co do výnosu zachováno, zatímco ve 3. seči je zaměněno (interakce mezi výnosy míst v zelené hmotě a sečemi — obr. 3 práce Weiling, Rod, 1981).

Přehled edafických, klimatických a meteorologických poměrů, který pro velký rozsah neuvádíme, neukazuje na přímý vztah k různým výnosům na jednotlivých místech. Stejný výsledek přinesla vícenásobná regresní analýza, v níž reprezentovala výnosová data dvou sklizňových roků závislou proměnnou, nadmořská výška, srážky a průměrná roční teplota, resp. průměrná teplota za vegetační období duben až září nezávislou proměnnou. I pro extrémně vysoký výnosový rozdíl mezi pokusnými místy Nechanice (průměr 60,60 kg/25 m²) a Chrlice (průměr 32,42 kg/25 m²) nenacházíme na základě dostupných dat žádný přesvědčující výklad. Mezi průměrnými denními teplotami těchto dvou pokusných míst nenacházíme významný rozdíl, a to ani pro tři vegetační roky, ani pro vlastní vegetační období (duben — září), i když je počet v denním průměru teplejších dní během těchto tří roků (od dubna do září) v Chrlicích vysoce významně vyšší (367 dní proti 171 dní). Celkové množství srážek je během těchto tří let na obou místech prakticky stejné (Nechanice 1403,0 mm, Chrlice 1320,5 mm). Počet srážek na obou místech není rozdílný ani za celé tři roky, ani během měsíců duben až

červen, rozhodujících o prvních dvou sečích. Avšak rozptyl množství srážek je během těchto tří měsíců za všechny tři roky v Nechanicích výsoce významně nižší, to znamená, že množství srážek je vyrovnanější. Tyto poměry jsou v jednotlivých letech tak různé, že je těžko posoudit jejich skutečný význam. Je však možné předpokládat, že je to především rozdělení srážek s ohledem na jednotlivé seče, které zde hraje roli. I když tedy není možné na základě dat, které jsou k dispozici, zdůvodnit vhodnost jednotlivých pokusných míst, je možné konstatovat, že rozklad interakce s místy, který zde byl popsán, a který byl konstruován podle míst, umožňuje charakterizovat různou vhodnost pokusných míst pro danou vyšetřovanou kulturu.

DISKUSE

Rozbor zkoušky výkonu, který zde byl použit se zásadně liší od běžných postupů, používaných ve šlechtění, jestliže jsou uvažovány faktory odrůd, míst a roků. Vzhledem k vícesečnosti a víceletosti se výnos našich pokusných rostlin rozpadá na stochasticky závislé dílčí výnosy, jejichž samostatné posouzení má nebo může mít význam pro posouzení výkonnosti. Pomocí vícerozměrné analýzy rozptylu máme pak možnost provést dílčí analýzy se stochasticky závislými pokusnými členy jako vícerozměrnou proměnnou určitého faktoru. Tyto ovšem mohou brát ohled vždy pouze na jeden znak nebo jeden stupeň — pokusný člen dalšího faktoru. Stále však zůstává pouze částečně vyřešenou otázka, jak sloučit výsledky takových dílčích pokusů do jedné souhrnné informace a jak dalece je možné vynechat část těchto analýz na základě testu na redundanci.

Jistou možnost skýtá u vícerozměrných proměnných a kvantitativně rozdílných stupňů téhož znaku (Rod a Weiling, 1975) grafické znázornění výsledků dílčích analýz v rovinách, řazených za sebou, naproti tomu u vícerozměrných proměnných, které představují kvalitativně různé znaky, představuje jistou pomoc projekce průměrů pokusných členů na rovinu, proloženou oběma prvními hlavními osami vícerozměrného systému. Za použití těchto postupů zůstávají analyticky nepodchyceny některé interakce mezi vícerozměrnými proměnnými dílčích analýz a kritérií, tj. znaky, úrovněmi nebo pokusnými členy, na jejichž základě byly dílčí analýzy provedeny. V daném případě jsou to interakce mezi sklizňovými roky a sečemi, mezi různými kvalitativními znaky (zelená hmota, seno, sušina, obsah bílkovin atd.) a sklizňovými roky, resp. sečemi. Jinými slovy řečeno, často zůstává otevřenou otázka, zda a jak dalece mohou být v jedné analýze rozptylu uvažovány jako vícerozměrná proměnná kvalitativně různé znaky spolu s kvantitativně různými vzájemně závislými stupni různých znaků tak, aby bylo možné statisticky podchytit uvedené interakce.

Jelikož jsou v našem případě výsledky jednotlivých sečí a jednotlivých sklizňových roků redundantní, je možné výše uvedeným způsobem definovanou otázku řešit omezením materiálu na nejprůzračnější seč nejprůzračnějšího sklizňového roku (2. seč 2. sklizňového roku — tab. III). Otevřenou zůstává ovšem otázka, jak dalece vyhovuje takové omezení požadavkům praxe.

Literatura

- AHRENS, H. — LÄUTER, J.: Mehrdimensionale Varianzanalyse. Berlin, Akademie Verlag, 1974, X + 196 s.
- ROD, J. — PEŠEK, J. — KUBŮ, Z.: Možnosti výběru na různé užitkové typy vojtek. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 17, 1981, č. 2, s. 135-143.
- ROD, J. — WEILING, F.: Beitrag zur Leistungsanalyse perennierender Pflanzen mit wiederholter Ernte pro Vegetationsperiode mittels MANOVA. Vortrag 2nd Meeting of the Section Biometrics in Plant Breeding of EUCARPIA. Gödölö, Hungary, 11.-14. August, 1975.
- ROD, J. — WEILING, F.: Hodnocení výnosové dynamiky víceletých vícesečných pícnin. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 17, 1981, č. 4, s. 287-296.
- SCHNEIDER, B.: Einführung in die multivariate Analyse. Biometr. Z., 9, 1967, s. 269-284.
- WEILING, F. — ROD, J.: Hodnocení interakcí s prostředím u víceletých vícesečných pícnin. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982, č. 1, s. 33-44.

Došlo dne 12. 1. 1981

ВЕЙЛИНГ, Ф. — РОД, Я. (Институт сельскохозяйственной ботаники, Бонн; Научно-исследовательский и селекционный институт кормовых растений, Трубско): *Возможности комплексной оценки динамики урожаев многолетних многоукосных кормовых культур*. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 151-159.

В испытаниях продуктивности с многолетними кормовыми по крайней мере входят два года уборки с несколькими укосами. Частичные результаты оказываются стохастически зависимыми, так что комплексная оценка возможна при помощи многомерных анализов дисперсии. Одновременно необходимо учитывать влияние места произрастания и вегетационных годов, что предполагает повторную закладку опытов в разных местах. Возможности оценки урожая у таким образом определенного опытного материала приводятся на модели с шестью сортами люцерны, оцениваемыми в четырех опытных местах в двух годах уборки с тремя укосами, всегда в двух опытах, отнесенных по времени (Род, Вейлинг, 1981 и Вейлинг, Род, 1981). Данная статья является продолжением двух прежних работ, приводит возможности наглядного графического изображения (изложения) результатов и отвечает на некоторые методические вопросы опытов данного типа.

многолетние многоукосные кормовые; динамика урожая; многомерные методы; графическое изложение

WEILING, F. — ROD, J. (Institute for Agricultural Botany, Bonn; Research and Breeding Institute for Fodder Plants, Troubsko): *Possibilities of Total Evaluation of Yield Dynamics in Perennial Multiple-Cut Fodder Plants*. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 151-159.

Performance trials with perennial fodder plants include at least two harvest years with several cuts. Partial results are not stochastically independent and thus complex evaluation is possible by means of multidimensional analyses of variance. Simultaneously the effects of sites and years of vegetation should be taken into account which requires subsequent repeated layout of designs (trials) at more sites. Possibilities of yield evaluation on the material defined in this way were shown on the model with six lucerne varieties evaluated at four sites in two harvest years with three cuts — always in two time-shifted trials (Rod, Weiling, 1981 and Weiling, Rod, 1981). The present study follows up with both papers cited, shows a possibility of the graph interpretation of results and solves some methodology problems involved in the trials of this type.

perennial multiple-cut fodder plants; yield dynamics; multidimensional methods; graph interpretation

WEILING, F. — ROD, J. (Institut für landwirtschaftliche Botanik, Bonn; Forschungs- und Züchtungsinstitut für Futterpflanzen, Troubsko): *Möglichkeiten einer komplexen Bewertung der Ertragsdynamik bei mehrjährigen, mehrschnittigen Futterpflanzen*. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982 (2) : 151-159.

Die bei mehrjährigen Futterpflanzen vorgenommenen Leistungsprüfungen umfassen mindestens zwei Erntejahre mit mehreren Schnitten. Die Teilergebnisse sind nicht stochastisch unabhängig, so daß die Möglichkeit gegeben ist, eine komplexe Bewertung unter Zuhilfenahme von multivariaten Varianzanalysen vorzunehmen. Gleichzeitig sind die Einflüsse der Lokalität sowie der Vegetationsjahre zu respektieren, was ein Anlegen von Versuchen in zeitlichen Wiederholungen an mehreren Orten voraussetzt. Die Möglichkeiten einer Ertragsbewertung wurden bei dem so definierten Versuchsmaterial an einem Modell mit sechs Luzernesorten demonstriert, welche an vier Versuchsorten in zwei Erntejahren mit drei Schnitten in je zwei Versuchen mit zeitlichen Differenzierung bewertet wurden (Rod, Weiling, 1981 und Weiling, Rod, 1981). Diese Studie knüpft an die beiden zitierten Arbeiten, weist auf die Möglichkeit einer graphischen Veranschaulichung der Resultate und bietet die Lösung mancher methodischen Fragestellungen bei Versuchen diesen Typs.

mehrfährige, mehrschnittige Futterpflanzen; Ertragsdynamik; multivariate Methoden; graphische Interpretation

Adresy autorů:

Prof. dr. Franz Weiling, Institut für Landwirtschaftliche Botanik, 53 Bonn, Meckenheimer Allee 176, BRD

Doc. dr. ing. Jan Rod, DrSc., Výzkumný a šlechtitelský ústav pícninářský, 664 41 Troubsko

Vážení čitatelia!

Každá činnosť človeka má svoje pravidlá, vyznačuje sa určitou kultúrnosťou realizácie a je zároveň súčasťou prejavu vyspelosti a úrovne národa. Platí to aj o uvádzaní bibliografických citácií vo vedeckých a výskumných prácach všetkých druhov. Naši autori sa pri citácii často dopúšťajú chýb, čo znižuje hodnotu ich práce a nerobí dobré meno našim publikáciám a časopisom v domácej a medzinárodnej relácii.

V snahe odstrániť tento nedostatok odovzdala Slovenská spoločnosť pre poľnohospodárske, lesnícke a potravinárske vedy pri SAV v úzkej spolupráci s Komisiou pre organizáciu vedeckých spoločností pri SAV a s Československou spoločnosťou pro vědy zemědělské, lesnické, veterinární a potravinářské při ČSAV do tlače účelovú publikáciu

**Bojňanský a kol.: PERIODIKÁ Z OBLASTI BIOLOGICKO-
-POĽNOHOSPODÁRSKÝCH VIED, ICH CITÁCIE A SKRATKY**

Obsah publikácie: Úvod (2 s.); Pravidlá citácie (29 s.); Transliterácia cyriliky do latinky v slovenčine a češtine (3 s.); Transliterácia cyriliky do latinky v angličtine (2 s.); Zoznam skratiek najčastejšie sa vyskytujúcich slov (53 s., t. j. 3157 slov); Register používaných skratiek medzinárodných a štátnych organizácií a agentúr (21 s., t. j. 388 hesiel s prekladom do slovenčiny); Zoznam periodík a ich skratiek v latinke (616 s., t. j. 15 409 titulov). Celá publikácia má 730 strán a je zostavená tak, aby urýchlene poskytla informáciu aj menej skúsenému pracovníkovi.

Publikácia bude vydaná v rozsahu požiadaviek subskripcie, ktorá sa uzatvorí 1. mája 1982. Objednávky budú vybavené v druhom štvrťroku 1982. Publikácia sa nedostane na knižný trh.

Cena publikácie bude pre členov vedeckých spoločností pri SAV a ČSAV asi 50,— Kčs, pre nečlenov a organizácie asi 75,— Kčs za kus + poštovné a dobierka.

V prípade záujmu zašlite objednávku na korešpondenčnom lístku s uvedením presnej adresy a názvu vedeckej spoločnosti, ktorej ste členom, a to na adresu: Slovenská spoločnosť pre poľnohospodárske, lesnícke a potravinárske vedy pri SAV, 900 28 Ivanka pri Dunaji.

*Ing. Ján Kráľovič, DrSc.,
predseda Spoločnosti*

POSTGRADUÁLNÍ STUDIUM Z OBORU GENETIKY

PŘÍLOHA ČASOPISU SBORNÍK ÚVTIZ — GENETIKA A ŠLECHTĚNÍ, 18 (LV), 1982, ČÍSLO 2

VÝZNAM A VYUŽITÍ ZKOUŠEK VÝKONU VE ŠLECHTĚNÍ

J. Rod, J. Vondráček

Jedna z možných definicí šlechtění rostlin považuje šlechtění za řízenou evoluci, tj. záměrné usměrňování vývoje rostlinné populace daného druhu k vytčenému šlechtitelskému cíli. Cílevědomý zásah do dané populace znamená vždy buď výběr žádoucích jedinců či potomstev různých typů, nebo vylučování nežádoucích, což je v podstatě líc a rub téhož procesu. V každém případě šlechtitel vybírá, ať již v kladném či záporném smyslu. Je tedy nesporné, že základní šlechtitelskou metodou je výběr.

Má-li výběr splnit své poslání, tj. posunout zpracováváný šlechtitelský materiál v žádoucím směru, je nutno, aby bylo dodrženo několik předpokladů genetického, biologického a technického charakteru. I když je cílem tohoto příspěvku upozornit především na technická hlediska výběru, tedy techniku výběrových školek, srovnávacích pokusů a zkoušek výkonu, bude na místě zrekapitulovat i ostatní dvě uvedená hlediska.

První a základní předpoklad úspěšného výběru je genetická různorodost materiálu, z něhož má být vybíráno. V takovém materiálu lze účinně vybírat jedince z populace, která zahrnuje v podstatě různé homo- i heterozygotní jedince, lze dále vybírat mezi potomstvy různých typů, tj. mezi klony, liniemi i rodinami. V zásadě nelze účinně vybírat v rámci klonů nebo linií, tj. z geneticky identických jedinců. I při dodržení tohoto základního postulátu bude rychlost šlechtitelského postupu záviset na řadě dalších okolností, které je možno v širším slova smyslu počítat pod biologické předpoklady účinného výběru, jako je květní biologie příslušného materiálu, doba výběru vzhledem k vývojovému rytmu, počet znaků podle nichž provádíme výběr a další. Jde tedy o složitý komplex otázek, které si zaslouží vlastního zpracování.

Neméně závažným předpokladem úspěšného výběru je jeho technické zvládnutí, tj. způsob založení a uspořádání porostů, z nichž je vybíráno, sběr a zpracování napozorovaných a naměřených dat, na jejichž základě je vybíráno, konečně pak rozhodnutí opírající se o použitý model zpracování s přihlédnutím ke genetickému charakteru materiálu. Posláním tohoto příspěvku je rekapitulace těchto aspektů, a to s přihlédnutím k jednotlivým stupňům šlechtitelského procesu. Je nutné zdůraznit, že s výběrem se setkáváme již při posuzování výchozího a základního šlechtitelského materiálu, ať již získaného sběrem či záměrným křížením, v hybridních populacích různých stupňů, v kmenových školkách, školkách nižších výběrových stupňů, ve staničních a mezistaničních pokusech, až po státní odrůdové pokusy, případně i pokusech rajonizačních a agrotechnicko-odrůdových. Vzhledem k omezenému rozsahu tohoto příspěvku nebude možné podrobně rozvádět algoritmy řešení jednotlivých situací, budou však uvedeny odpovídající modely, upozorněno na interpretační možnosti a podány odkazy na vhodnou novější literaturu. Z technických důvodů budou odkazy uváděny pořadovými čísly, a to vždy v rámci těchto skupin: T — technické publikace, skripta; K — knihy; Z — závěrečné zprávy; S — separáty prací.

Technika zakládání školek v jednotlivých výběrových stupních má své specifické rysy, dané posláním školky a charakterem plodiny. K těmto momentům bude přihlédnuto při členění dalších statí. To znamená, že budou popsány a řešeny situace, vyplývající z poslání výchozího (1.) a základního šlechtitelského materiálu (2.), kmenových školek (3.), klonových školek (4.), pokusů ve sklenících a fyto-tronech (5.), staničních pokusů (6.), genetických analýz (7.), speciálních zkoušek výkonu (8.), mezistaničních a státních odrůdových pokusů (9.). U každé z těchto eventualit bude definován stupeň šlechtění (1.), účel šetření (2.), typ školky, resp. pokusu (3.), pokusné uspořádání (4.) s příslušným modelem řešení a interpretací možností. Další členění (1., ..., n) bude rezervováno specifikám, daným především plodinou a charakterem její kultivace, resp. dalším hlediskům členění, především různým možnostem uspořádání školek.

Modely matematicko-statistických analýz, navazující na jednotlivá uspořádání školek a pokusů, uvádíme jako doporučená řešení, vedoucí k hlubším analýzám, než bývá mnohdy v rámci termínovaných pracovních harmonogramů ve šlechtění zvykem. Je nutné zdůraznit, že vhodné využití naznačených postupů může znamenat značné zvýšení efektivnosti šlechtitelské práce, aniž by se podstatně zvýšila její náročnost, a to díky rychle postupující komputizaci a programovému vybavení středisek.

1. VÝCHOZÍ ŠLECHTITELSKÝ MATERIÁL

tvorí základ šlechtitelského programu a je tedy *předstupněm* (1.1.) vlastní šlechtitelské práce. Vpodstatě je reprezentován sbírkou ekotypů, krajových a povolených odrůd domácího a zahraničního původu. Účelem (1.2.) těchto sbírek je vytvoření základu pro započítání vlastní šlechtitelské práce, tj. cíleného výběru, jde-li o populace, resp. záměrného křížení s cílem vytvořit populace, zahrnující v následných generacích perspektivní jedince. Typ školek (1.3.) je většinou diktován relativně malým množstvím materiálu a též skutečností, že především o odrůdách je již poměrně hodně známo. Jde tedy spíše o sbírky v řádkové kultuře, výjimečně dílcové pokusy s opakováním.

Tato hlediska jsou rozhodující pro určení *pokusného uspořádání* (1.4.), pokud lze tyto porosty definovat jako pokus. V nejjednodušším případě půjde o řádkové srovnávací pokusy bez opakování (1.4.1.) pokusných členů (tj. odrůd, původů apod.). Pokud se v tomto případě šlechtitel nespokojí subjektivním hodnocením a bude pokládat za účelné některé výběrové znaky charakterizovat objektivně, bude nejvhodnějším řešením výpočet základních statistických charakteristik na základě všech pokusných členů [T: 5, 6, 7; K: 8, 9, 10; Z: 9]. Lokalizace každého z nich vzhledem k průměru celého souboru usnadní rozhodování o jeho výběrové hodnotě, především budou-li vymezeny meze spolehlivosti na různých hladinách statistické významnosti. Grafické znázornění příslušného rozložení pak usnadní orientaci. Nicméně toto řešení je vždy zatíženo chybou danou prostředím, tj. případnou různorodostí půdy na níž je pokus umístěn. Tuto je možné alespoň částečně kontrolovat tehdy, je-li mezi pokusné členy periodicky řazena jako další pokusný člen *standarda* (1.4.2). Pomineme-li náhodné vlivy, jimž je i tento člen pokusu vystaven, je standarda ukazatelem půdní různorodosti. Eliminace půdní různorodosti je možná např. porovnáním pokusného členu se sousedními standardami, a to graficky nebo i početně [K: 8, 11; Z: 3; S: 15, 16, 17]. V tomto případě tvoří srovnávací základnu statistické charakteristiky standardy.

Při dostatku osiva mohou být tyto pokusy zakládány s *opakováními* (1.4.3), ať jsou dílce reprezentovány jedním nebo více řádky. Je-li respektováno znáhodnění, tj. náhodné pořadí pokusných členů

v opakováních (úplných blocích), může být pokus zpracován a výběr nejlepších pokusných členů proveden analýzou rozptylu modelu dvojného třídění s jedním pozorováním v podtřídě (viz 6.4.) [T: 5, 6, 7; K: 3, 4, 8, 9, 10, 11; S: 1].

Je-li studium výchozího šlechtitelského materiálu náplní práce oddělení genetických zdrojů příslušného výzkumného a šlechtitelského ústavu, je vhodné, aby byl tentýž materiál zkoušen ve více letech. Pokusy pak tvoří pokusnou sérii (1.4.4.) — poloviční, jde-li o jedno pokusné místo, nebo úplnou, probíhají-li současně na více pokusných místech. Takové pokusy je možné globálně zpracovat a příslušné modely analýzy umožňují nejen posoudit významnost kontrastů mezi pokusnými členy, ale odhadnout i interakci pokusných členů s vegetačními ročníky a pokusnými místy [T: 5, 7; Z: 6, 7, 9, 10; S: 22, 33, 34]. Modely vedou dále k odhadu složek rozptylu, které umožňují odhady koeficientů dědivosti, předpovědi výběrových zisků [Z: 10; K: 3, 6, 9, 10; S: 14, 24]. A z hlediska poslání genetických zdrojů umožňují použití postupu pro výběr perspektivních rodičovských párů do kombinačního křížení [Z: 1, 5; S: 18].

2. ZÁKLADNÍ ŠLECHTITELSKÝ MATERIÁL

vzniká výběrem vhodných genotypů a populací z výchozího šlechtitelského materiálu, především však záměrným křížením, samosprašováním, mutagenézí a polyploidizací. Získané genotypy, štěpící generace a populace různých typů představují *mezistupeň* (2.1.), z něhož je podle charakteru materiálu dříve či později zakládán nejvyšší výběrový stupeň, tj. kmenová školka. *Účelem* (2.2.) práce s tímto materiálem je tedy získání žádoucích genotypů, linií či rodin jako základu vlastního šlechtitelského procesu. V podstatě jde o několikerou generativní reprodukci generací po křížení, případně o posuzování jedinců v takto přemnožených populacích nebo v populacích po samosprašení, či jiném ošetření vedoucím k předpokládané změně genotypu. Porosty jsou pěstovány za uniformních podmínek, pokud možno v individuální kultuře, tedy v tak uspořádaném *typu školky* (2.3.), aby bylo možné posuzování jedinců a jejich případný výběr.

Za těchto okolností nelze hovořit o *pokusném uspořádání* (2.4.), které by mohlo být základem rozsáhlejší početní analýzy. Pokud by měl být podrobněji popsán soubor jedinců — genotypů, je možné pro naměřené znaky spočítat základní statistické charakteristiky (viz 1.4.1.) a tyto použít pro porovnání mezi jedinci uvnitř souboru, resp. mezi soubory. Pokud není dodržena homogenita podmínek v pokusu nelze pokus hodnotit spolehlivě biometrickými metodami.

3. KMENOVÁ ŠKOLKA

představující soubor potomstev (kmenů) vybraných jedinců (kmenových matek) z populací, získaných některým z výše uvedených způsobů (viz 2.1.) je *nejvyšším stupněm* (3.1.) vlastního šlechtitelského cyklu. Se školkami tohoto typu se setkáváme prakticky při všech metodách vlastního šlechtitelské práce, a to od kmenového šlechtění se zkoušením potomstev, přes výběrové metody různých typů řízeného a kontrolovaného opylování, až po heterozní šlechtění a tvorbu syntetických odrůd. *Účelem* (3.2.) těchto školek je zhodnocení výběrové hodnoty kmenových matek,

jakož i získání základu pro další záměrný výběr (kmenů a nových kmenových matek v jejich rámci). Kmenová školka plní své poslání v rámci novošlechtění i udržovacího šlechtění a jejím *typickým rysem* (3.3.) je individuální výsadba jedinců v rámci kmenů. Vzhledem k modifikacím v důsledku zvýšené úživné plochy individuálně rostoucích jedinců, má hodnocení orientační hodnotu a bývá doplňováno školkou v řádkové kultuře (zapojeném sponu), ovšem za předpokladu dostatku osiva. Tento moment je zvláště důležitý u plodin, provozně pěstovaných v hustém zápoji a silně podléhajících ekologickým a konkurenčním vlivům (např. píceňiny).

Z hlediska *pokusného uspořádání* (3.4.) představuje kmenová školka soubor potomstev (kmenů), které mohou mít charakter linií (u samosprašných) nebo rodin (u cizosprašných). Tento moment je rozhodující pro požadované hodnocení proměnlivosti uvnitř kmenů a mezi nimi. Při klasické podobě kmenové školky jde o soubory jedinců v individuální kultuře (3.4.1.), zakládané převážně bez opakování a hodnocené subjektivně (bodováním). V takovém případě je seriózní početní hodnocení sotva možné a výběr kmenů a jedinců v jejich rámci se řídí subjektivními hledisky šlechtitele. Pokud by měla být napozorovaná data početně zpracována, je nutné ověřit typ jejich rozložení. Již tabulka rozložení četností upozorní na šikmost rozložení, které tyto typy dat často vykazují. Případná transformace pak vlastní řešení usnadní [T: 7; K: 3, 9, 10]. Data získaná objektivně (měřením vážením) mohou být použita pro výpočet základních statistických charakteristik, a to pro jednotlivé kmeny nebo pro celý soubor (viz 1.4.1.). Komplexní posouzení celé kmenové školky analýzou rozptylu umožňuje využití modelu jednoduchého třídění vyváženého, je-li počet jedinců v kmenech stejný, nebo nevyváženého, je-li různý, což bude častější případ [T: 5, 7; K: 9, 10]. Výpočet může být proveden pro každý ze sledovaných znaků, pokud byly získány objektivním způsobem příslušné údaje. Tento přístup pak umožňuje vzájemné porovnání kmenů, které je z výběrového hlediska závažnější, než výběr jedinců v kmenech. Je-li to technicky možné vzhledem k dostatku osiva a s ohledem na charakter plodiny žádoucí, může být na úrovni kmenů založen srovnávací pokus jako řádková kultura (3.4.2.) bez opakování (viz 1.4.1, 2) nebo jako zkouška výkonu s opakováním (viz 1.4.3.). I zde platí, že pokus je hodnotitelný, je-li proveden za homogenních podmínek (půdních aj.).

4. KLONOVÁ ŠKOLKA

plní ve šlechtění několik poslání. U plodin, jejichž růstový charakter umožňuje jednoduchý způsob vegetativního množení (např. trávy), patří k *nejvyšším stupňům* (4.1.) výběrového procesu, v němž tvoří doplněk kmenové školky. Jindy je prostředkem k udržení, případně namnožení žádoucího materiálu. *Účel* (4.2.) klonové školky lze však spatřovat zejména v možnosti hlubšího posouzení šlechtitelských materiálů, především s ohledem na jistou možnost vyloučení stanovištních modifikací a tedy i možnost odhadu dědičné a nedědičné složky proměnlivosti. *Typickým rysem* (4.3.) klonové školky je individuální výsadba částí klonové matky do řádků nebo dílců, většinou bez opakování, vyjímecně i v několika opakováních.

Z hlediska *pokusného uspořádání* (4.4.) jde o obdobnou situaci jako

u kmenové školky, ovšem s tím rozdílem, že v rámci klonu jde o jedince geneticky identické. Proměnlivost posuzovaného materiálu se pak rozpadá na složku genetickou — danou rozdíly mezi klony a složku negenetickou, a stanovištní — danou rozdíly mezi jedinci v rámci klonů, pomíne-li zatížení pokusnou chybou. Předpokladem seriózní analýzy ovšem je, že pro daný znak byly získány objektivní údaje ze všech jedinců v klonech. Jde-li tedy o klonovou školku bez opakování (4.4.1.), ať již klon zahrnuje jedince v jednom nebo více řádcích, tvořících dílec, odpovídá model řešení jednoduchému hierarchickému třídění vyváženému (při stejném počtu jedinců v klonech) nebo nevyváženému (při různém počtu jedinců v klonech) (viz 3.4.1.), [T: 5, 7; K: 9, 10]. V obou případech je možný odhad složek rozptylu jako základu pro výpočet vnitrotřídní korelace, koeficientu dědivosti a dalších odvozených ukazatelů (očekávaný výběrový zisk a jiné) [T: 1; Z: 6, 9; K: 6; S: 14].

Jde-li o snadno klonovatelný materiál (např. dobré zakořeňování řízků), může být klonová školka založena jako pokus ve znárodněných blocích (4.4.2.), kdy je každý klon zastoupen v každém bloku jedním dílcem, zahrnujícím určitý počet identických jedinců (klonových částí). Početní analýza takto uspořádaného materiálu odpovídá modelu hierarchického hnízdového uspořádání, které respektuje a eliminuje případné blokové efekty (rozdíly mezi opakováními).

Vícestupňovým uspořádáním (4.4.3.) klonové školky je možno rozumět školku výše uvedených typů, kdy však je při rozboru respektován původ klonů. Skupiny klonů téhož původu (klonové matky téže populace, z téže kombinace křížení apod.) tvoří hlavní kritérium třídění, tj. třídy, klony v jejich rámci podtřídy a jedinci v rámci klonů základní pozorování. Toto členění odpovídá obvykle dvojnému hierarchickému třídění, umožňujícímu odhad složek rozptylu mezi původy, mezi klony v rámci téhož původu a mezi jedinci v rámci téhož klonu a původu [T: 1, 7]. Tyto předpoklady pak umožňují hlubší genetické analýzy celého materiálu.

5. POKUSY VE SKLENÍCÍCH A FYTOTRONECH

bývají v rámci šlechtitelského procesu využívány pro řešení speciálních úkolů, a to především v *nejvyšších šlechtitelských stupních* (5.1.). Jejich používání závisí do značné míry na typu plodiny a technických možnostech pracoviště. Účel (5.2.) skleníkových kultur může být poměrně mnohostranný a jemu pak odpovídá různý *typ školek* (5.3.). V nejjednodušším a nejčastějším případě jde o přemnožení materiálů po kombinačním křížení a tedy o urychlení sledu generací. Jindy slouží naopak kultury v umělých podmínkách ke křížení, které může být prováděno i mimo běžné vegetační období nezávisle na meteorologických faktorech. I když nejde v uvedených případech o skutečné pokusy, je žádoucí, aby se porosty vyvíjely v jednotných podmínkách, pokud možno s vyloučením mikroklimatických vlivů prostředí. Toho je možné docílit rotací bedniček, vegetačních van nebo květináčů, v nichž jsou rostliny pěstovány. Pokud jde o pokusy v pravém slova smyslu, tj. porosty, v nichž má být porovnávána výkonnost či jiné charakteristiky mezi pokusnými členy, je nutné dodržet jisté zásady, pokud mají pokusná data poskytnout objektivní základ pro početní analýzu.

Těmito zásadami rozumíme dodržení pravidel, platných pro jednotlivá *pokusná uspořádání* (5.4.). Jejich účelem je vyloučení všech rušivých vlivů, působících na objektivnost závěrů. Ve sklenicích a obdobných zařízeních jde především o vliv polohy vzhledem ke sklu či uličce, případně vzhledem ke dveřím kóje. Půdní vliv může být prakticky vyloučen, jsou-li rostliny pěstovány na jednotně připraveném substrátu nebo v jednotných živných roztocích, což by mělo být pravidlem. Uspořádání vlastního pokusu, tj. rozmístění pokusných členů může být řešeno několika způsoby.

U pokusů bez opakování (5.4.1.), v nichž je každý pokusný člen (kmen či jinak definované potomstvo) zastoupen pouze jednou (byť více rostlinami nebo víceřádky), je nutné zajistit pravidelnou rotaci materiálu, jak již bylo uvedeno výše. Nevýhodou ovšem je značná náročnost na technickou obsluhu. Je-li takovýto pokus sklizen tak, že každý pokusný člen je pro danou charakteristiku hodnocen *jediným údajem* (5.4.1.1.) (úhrnem nebo průměrem všech jedinců), tvoří pokusné členy variační řadu. Hodnocení je pak možné výpočtem základních statistických charakteristik s vymezením intervalu spolehlivosti průměru a lokalizací pokusných členů v tomto souboru (viz 1.4.1.) [T: 5, 6, 7; K: 8, 9, 10; Z: 9]. Pokud by u tohoto typu pokusu bylo z každého pokusného členu získáno současně *více údajů* (5.4.1.2.) o témže znaku (např. měřeny jednotlivé rostliny), je možné ověřit významnost rozdílů mezi pokusnými členy, tj. mezi jejich průměry [T: 5, 6, 7; K: 3, 8, 9, 10; S: 29] analýzou rozptylu jednoduchého třídění [T: 5, 6, 7; K: 3, 8, 9, 10].

Pokusy s opakováním (5.4.2.), v nichž je též pokusný člen reprezentován vícekrát, mohou mít dvojí charakter. U pokusů s *nepravidelnými opakováními* (5.4.2.1.), v nichž je též pokusný člen sice zastoupen v pokuse několikrát, avšak bez náhodného rozmístění do bloků (např. více řádků v téže bedničce, více vegetačních nádob umístěných vedle sebe), platí v podstatě pravidla uvedená v předešlé stati (5.4.1.), a to jak pro manipulaci s materiálem, tak možnosti zpracování získaných pokusných dat. Nejvhodnějším pokusným uspořádáním je proto i za těchto umělých podmínek obvykle *blokový pokus* (5.4.2.2.). Pokusné členy musí být v pokuse zastoupeny několikrát, přičemž se každý z nich vyskytuje právě jedenkrát společně se všemi ostatními na určitém místě (ve společné bedničce, ve vegetačních nádobách nebo vanách, tvořících skupinu apod.). Tyto skupiny, rozmístěné na různých místech pokusného prostoru, reprezentují z pokusného hlediska bloky kontrolující případné vlivy polohy (mikroklimatu). V tomto případě také odpadá přemísťování (rotace) materiálu. Jsou-li dodrženy tyto podmínky pokusu a je-li z každého pokusného členu získán pro danou charakteristiku jeden údaj, přichází pro hodnocení v úvahu model analýzy rozptylu dvojnásobného třídění s jedním pozorováním v podtřídě [T: 5, 6, 7; K: 3, 4, 8, 9, 10]. Model umožňuje ohodnotit efekty pokusných členů a významnost jejich vzájemných rozdílů a zjistit efekty bloků, tj. v daném případě polohy ve skleníku apod. Je-li z pokusných členů získáno více pozorování (např. měřením či vážením jednotlivých rostlin), přichází v úvahu model analýzy dvojnásobného třídění s více pozorováními v podtřídě [T: 5, 6, 7; K: 3, 4, 8, 9, 10]. V tomto případě je možné hodnotit nejen efekty pokusných členů a blokové efekty, avšak i přítomnost jejich interakce, tj. závislost vlivů pokusných členů na poloze, dané mikroklimatickými podmínkami skleníku apod.

6. STANIČNÍ POKUSY

tj. zkoušky výkonu zakládané převážně ve stupních *prvního* (V_1) a *druhé* (V_2) *výběru* (6.1), tvoří jeden z pilířů šlechtitelské práce. Jejich účelem (6.2.) je ověřování výkonnosti, případně i dalších znaků sledovaných na rostlinách v uvedených výběrových stupních. Interpretací možnosti ovšem závisí na genetickém založení materiálu a způsobu jeho předchozího zpracování. Obecně jde vždy o srovnání přemnožených linií nebo rodin, získaných výběrem za různých podmínek opylení předchozí generace. Přes značné rozdíly ve výběrové strategii, jejíž rozbor opět přesahuje rámec tohoto pojednání, je *typ školek* (6.3.) se zkouškami výkonu typický. V převážně většině případů jde o řádkové kultury se vzdáleností a výsevem, odpovídajícím pokud možno provozním podmínkám. Těmto jsou přizpůsobeny i pokusy s kulturami, pěstovanými v individuálních sponech. Jisté odchylky od těchto pravidel mohou být podmíněny polně pokusnickou technikou a jejími danými pracovními normami.

Pokusné uspořádání (6.4.) vychází ze skutečnosti, že jde o typické jednofaktorové pokusy, u nichž je sledována výkonnost pokusných členů (výnos nebo jen jeho složky), jejíž úrovně jsou dány pokusnými členy (potomstvy v daném výběrovém stupni). Vzhledem k většímu množství materiálu je každý pokusný člen zastoupen několika dílci, které mohou být jedno a víceřádkové, nebo s jedinci v individuálním sponu. Na základě těchto předpokladů mohou být pokusy tohoto typu uspořádány několika způsoby. Starší pokusná uspořádání pracovala s periodicky vkládanými *standardy* (6.4.1.), které plní funkci míry a kontroly půdní různorodosti a jsou srovnávacím základem, k němuž jsou vztahovány údaje ostatních pokusných členů. Pořadí pokusných členů v opakováních může být systematické, vzhledem k dalším opakováním posunutě, tj. tytéž pokusné členy nesmí stát nad sebou. Spolehlivost hodnocení roste s počtem vkládaných standardů, čímž se ovšem zvětšuje pokus a narůstají náklady. Pro hodnocení výsledků těchto pokusů byla vyvinuta řada různě náročných metod (viz 1.4.2.) [Z: 3; K: 3, 11; S: 17], dnes již málo používaných. Tato uspořádání a na ně navazující různé typy početních rozborů dnes ustupují klasickým pokusům ve *známých* *blocích* (6.4.2.) [T: 5, 6, 7; Z: 4, 6, 7, 9, 11, 13; K: 3, 4, 8, 9, 10, 11; S: 1]. Toto uspořádání sice předpokládá striktní dodržení jistých pravidel (kompaktnost bloků, tj. úplných opakování a náhodné pořadí pokusných členů v blocích), naopak umožňuje jistou volnost, týkající se především vzájemného řazení bloků (pod sebou, vedle sebe). Tato možnost je vhodně využívána pro volbu takového uspořádání, které by přispělo k podchycení předpokládané půdní heterogenity (např. řazení bloků pod sebe souběžně s vrstevnicemi na svažitém pozemku, kdy je různorodost půdy skutečně často prokazována významnými blokovými efekty). Hodnocení vychází z modelu dvojnásobného třídění s jedním pozorováním v podtřídě, kdy jsou třídícími kritérii pokusné členy (potomstva ve stupních V_1 , V_2) a bloky.

Při menším počtu pokusných členů (prakticky do 12) může být použito uspořádání v *latinském čtverci* (6.4.3). Pokusné členy jsou řazeny do řad sloupců tak, aby se každý pokusný člen vyskytoval v dané řadě a sloupci jednou. Toto uspořádání je vhodné především pro pokusy s plodinami individuálně vysazovanými (např. zeleniny), v nichž

může být docílen čtvercový tvar dílců, a tím i celého pokusu. Řady a sloupce pak mohou plnit rovnocenně funkci kontroly půdní různorodosti v obou na sebe kolmých směrech a jejich podíly na celkové proměnlivosti se pak objeví jako samostatná třídící kritéria v analýze rozptylu [T: 6, 7; K: 3, 4, 8, 9, 10, 11].

Při velkém počtu pokusných členů [prakticky nad 20] narůstají bloky na neúnosnou míru a stávají se půdně různorodými. Aby mohla být tato okolnost zohledněna, je možné volit některé z pokusných uspořádání s neúplnými bloky (6.4.4.) [T: 2, 5; K: 3, 4, 8, 9, 11]. Jsou to především různá, tzv. mřížová uspořádání, v jejichž rámci jsou pokusy členěny na opakování, tato na neúplné bloky, zahrnující vždy jiné pokusné členy. Počet pokusných členů a jejich řazení se řídí pravidly, která je nutné dodržet, mají-li být splněny předpoklady pro rozlišení těch vlivů pokusných členů, které se směšují s neúplnými bloky, analýzou rozptylu.

Za předpokladu významnosti efektu pokusných členů na základě odpovídajícího modelu analýzy rozptylu spočívá další *interpretace* (6.5.) ve srovnání pokusných členů vzájemně, případně ke zvolené standardě či průměru celého pokusu v absolutních i relativních hodnotách. Tyto postupy bývají předepsány v programu počítače, právě tak jako použití možných testů významnosti kontrastů [T: 5, 7; Z: 4, 6, 7, 9, 13]. Vzhledem k časově omezenému harmonogramu šlechtitelských programů nebývá možné staniční pokusy (zkoušky výkonu) časově (ve více letech) ani prostorově (na více stanicích) opakovat. Jejich výsledky jsou tedy závažným výběrovým kritériem, ovšem s vědomím rizika závěrů, případně zkreslených průběhem meteorologických faktorů daného vegetačního ročníku. Toto riziko je do jisté míry sníženo opakováním výběru v několika výběrových stupních.

7. GENETICKÉ ANALÝZY

tvorí součást šlechtitelského procesu v případě, že je postupováno některou z metod záměrného kombinačního křížení, jehož poslání může být mnohostranné a může být součástí různých *šlechtitelských stupňů* (7.1.). Půjde tedy buď o začátek šlechtitelského procesu u úplných a neúplných dialelních křížení, nebo o křížení komponent pro získání výkonných heterozních kombinací či žádoucích syntetických populací a to na základě hromadného nebo vrcholového křížení. *Účel* (7.2.) zkoušek výkonu je za těchto okolností specifický podle pracovního záměru. Jde-li o některý ze způsobů dialelního křížení, mají srovnávací pokusy potomstev poskytnout podklady pro genetickou analýzu sledovaných znaků nebo mají vytvořit východisko výběrů v dalších generacích [T: 1; Z: 9, 14, 16; K: 3, 6], a to v rámci záměrného šlechtitelského plánu. Konečně může jít o získání základu pro odhady obecné a specifické kombinační schopnosti [T: 1; K: 3, 6; S: 2, 4, 6, 7, 8, 9, 10, 12, 34, 36, 38], ať již v rámci heterozního šlechtění či tvorby syntetických odrůd.

Typ a pokusné uspořádání školek (7.3.), navazujících na některý z výše uvedených způsobů křížení může být různý a bude se řídit pracovním záměrem. Má-li být výsledkem šetření *genetická analýza* (7.3.1.) studovaných znaků, např. komponent výnosu, bude nutné, aby každé potomstvo pocházející z určité kombinace tvořilo samostatný, pokud možno opakovaný dílec. Jinými slovy půjde o pokus ve znáhodně-

ných blocích, jehož pokusnými členy budou potomstva určitých kombinací křížení. Závažné je dále, aby rostliny byly vysévány nebo vysazovány tak, aby sledované charakteristiky bylo možné podchytit na každém jedinci nebo na určitém počtu jedinců, reprezentativně na dílci vybraných. Méně náročné mohou být zkoušky výkonu, navazující na hromadné nebo vrcholové křížení, jejichž účelem jsou odhady parametrů obecné a speciální kombinací schopnosti (7.3.2.) studovaných komponent (genotypů — klonů, linií, případně i rodin). Pro hluboké analýzy jsou sice využívány pokusy výše uvedeného typu, většinou však pro tento účel postačí klasická pokusná uspořádání (znárodněné bloky) v řádkových nebo pro danou plodinu typických kulturách.

Možnosti (7.4.) biometrické analýzy a interpretace pokusů tohoto typu jsou podmíněny dodržením genetických podkladů (geneticky definovaný materiál, přítomnost či nepřítomnost genových akcí — dominance, epistáze, nepřítomnost vazeb apod.), jakož i technických zásad při vlastním křížení (izolace a kontrola při dialelním křížení, uspořádání školky při hromadném, resp. dalších způsobech křížení, synchronizace doby květu atd.). Splnění uvedených předpokladů umožňuje použít některou z efektivních analytických metod — pro stanovení charakteru genových akcí [T: 1; Z: 14, 16; K: 3, 6, 10; S: 2, 4, 6, 7, 8, 9, 10, 12, 13, 18, 21, 32, 35, 36, 38], pro odhady obecné a specifické kombinací schopnosti [T: 1; K: 3, 6, 10; S: 2, 4, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 31, 35, 36, 38], pro předpovědi výkonu heterozních kombinací [T: 1; K: 3, 6, 10; S: 2, 4, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 29, 31, 34, 36, 38], pro výběr komponent do syntetických populací a předpovědi jejich výkonu [Z: 5, 12].

8. SPECIÁLNÍ ZKOUŠKY VÝKONU

jsou motivovány speciálními výběrovými úkoly, charakterem šlechtěné plodiny a především způsobem jejího pěstování a využívání ve výrobní praxi. Mohou se vyskytovat ve všech stupních výběrového procesu, v nichž pak plní svoje specifické poslání. V nejvyšších stupních šlechtitelského procesu může jít o různé typy provokačních zkoušek, o ověřování výkonnosti v různých vyhraněných podmínkách, v nižších stupních o kontrolu výkonnosti v provozních a velkoprovozních podmínkách.

Jde tedy o různé *typy školek* (8.2), jejichž pokusné *uspořádání* odpovídá charakteru plodiny a účelu šetření. V první řadě jsou to *provokační pokusy* (8.2.1.), v nichž je šlechtitelský materiál vystavován extrémním podmínkám vnějšího prostředí (mráz, sucho apod.) nebo podmínkám maximální infekce či napadení (umělé infekce v optímálních podmínkách, pěstování na zamořených pozemcích). Pokusy jsou převážně zakládány v individuálním sponu, takže je možné porovnat počet jedinců s určitým stupněm příznaků napadení apod. Hodnocení je pak obvykle zaměřeno na ověření shody rozložení četností v příslušných třídách (kontingenčních tabulkách) pomocí χ^2 — testu [T: 5, 7; K: 9, 10].

V pokusech v extrémním pěstebním prostředí (8.2.2.) (např. pod závlahou) je vyšetřována reakce šlechtěného materiálu na tyto podmínky. Potomstva (odrůdy) jsou porovnávána mezi sebou na neošetřeném (s běžnou agrotechnikou) a ošetřeném (zavlažovaném) pozemku. Je-li možné pokus uspořádat technicky tak, aby ošetřená a neošetřená část probíhala souběžně (např. při použití linkového postřiku), je výhodné umístit dílce kolmo přes obě části pokusu. Pokusné členy

jsou pak zastoupeny v několika blocích na dílcích, zasahujících do obou částí. Pomocí modelu dvojného třídění analýzy rozptylu je možné vyhodnotit každou část samostatně a výsledky porovnat nebo vypočítat rozdíly mezi oběma částmi téhož dílce a tyto teprve analyzovat pomocí téhož modelu [T: 5, 7; K: 3, 8, 9, 10]. Bylo by též možné použít aproximativně párového *t*-testu pro hodnocení rozdílů obou částí dílce z opakovaných dílců téhož pokusného členu [T: 5, 7; K: 3, 8, 9, 10].

Způsob hospodářského využití předpokládá u řady hospodářských plodin opakované sklizně (8.2.3.) během vegetačního roku, případně i během několika roků. Jsou to jednak remontující zeleniny, jednak víceleté pícniny, sklizené v několika sečích a sklizňových rocích. Ověřování výkonnosti takového materiálu přichází v úvahu prakticky ve všech stupních šlechtitelského procesu, ať již v individuálně vysázených školkách, či řádkových pokusech na dílcích. Mimo hodnocení výkonnosti, která je dána celkovou roční nebo i delší produkcí, bývá závažným výběrovým momentem rozložení sklizní během vegetace, případně během sklizňových roků. Vpodstatě tedy jde o nalezení objektivního ukazatele, který by tuto skutečnost zohlednil a přitom byl vyjádřen tak, aby byl použitelný v numerické analýze. Nejjednodušším přístupem je procentuální vyjádření jedné ze sklizní (např. první seče) z celkové roční produkce. Mají-li být respektovány i další sklizně, především jejich rozložení, je možné zvolit příslušný ukazatel tak, že jednotlivým sklizním (sečím) jsou přiřazeny „váhy“, jimiž jsou výsledky sklizní násobeny. Podíl součtu těchto násobků sklizní a celkové roční produkce je pak tímto ukazatelem (koeficientem rozložení sklizní). Analýza takto získaných ukazatelů může proběhnout dle téhož modelu analýzy rozptylu, který je použit pro ostatní sledované znaky a odpovídá založení pokusu. Vzhledem k charakteru dat se však doporučuje ověřit normalitu rozložení i homogenitu rozptylů a použít případně vhodnou homogenizující transformaci dat [T: 7].

Šlechtitelský materiál je dále zkoušen ve speciálních pokusech (8.2.4.), odpovídajících jeho pěstebnímu charakteru a praktickému použití. Jsou to např. pastevní pokusy, zahrnující kombinace sklizní a spásání, pokusy agrotechnické, v nichž je novošlechtění zkoušeno v podmínkách různé pěstební technologie a výživy, je zařazováno do různých osevních sledů apod. Jelikož jde o poměrně složité otázky, překračující rámec této studie, bude jim nutno věnovat pozornost samostatně.

9. MEZISTANIČNÍ A STÁTNÍ ODRŮDOVÉ POKUSY

představují vyvrcholení šlechtitelské práce. Materiál, který podle mínění šlechtitele odpovídá vytčenému cíli a dosáhl *šlechtitelského stupně* (9.1.) S₁ (superelity) je ověřován podle pokynů šlechtitelské rady příslušné plodiny na několika stanicích, převážně ve třech časově opakovaných pokusech. Jejich účelem je tedy ověření výsledků šlechtitelské práce a v kladném případě doporučení pro přijetí novošlechtění do státních odrůdových pokusů. Tyto jsou rozhodující pro jednání státní odrůdové komise a případné zapsání odrůdy do rejstříku povolených odrůd.

Oba uvedené typy pokusů (9.2.) na sebe věcně i metodicky navazují a jejich pokusné uspořádání je v podstatě stejné, tj. odpovídá až na malé výjimky znáhodněným blokům. Analýza dat se u jednotlivých po-

kusů opírá o model dvojného třídění s jedním pozorováním v podtřídě, uvedený již u staničních pokusů [T: 4, 7; Z: 13; K: 3, 4, 8, 9, 10, 11; S: 1, 2]. Zpracování tohoto modelu probíhá podle programů výpočetních středisek [T: 5; Z: 2, 6, 7, 13]. Při jejich zpracování byly respektovány specifiky jednotlivých druhů plodin a vytypovány soubory sledovaných znaků.

Opakované zakládání (9.2.1.) těchto pokusů na několika pokusných místech (staničních, zkušebních) a v několika vegetačních ročnících se stejným souborem pokusných členů umožňuje hlubší analýzu výkonnosti pokusných členů v různých podmínkách prostředí. Je-li respektováno pouze jedno z uvedených hledisek (místa nebo roky), jde o poloviční sérii, jsou-li respektována obě hlediska, jde o úplnou sérii. Jsou-li ve všech pokusech, které mají být společně zpracovány, zahrnuty tytéž pokusné členy, jde o vyvážené modely, pro něž byly zpracovány a naprogramovány algoritmy řešení [T: 5; K: 4, 9; S: 24, 27]. Výstupy pak umožňují posoudit efekty pokusných členů (novošlechtění a odrůd), pokusných míst a vegetačních ročníků, jakož i interakcí pokusných členů s místy a roky. Posouzení výkonnosti a ostatních analyzovaných charakteristik má v daném případě reálnější základy, než soudy činěné na základě jednotlivých analýz (pro dané místo a rok), značně poplatných danému prostředí. Výsledky se stávají i základem případné rajonizace odrůd a jsou základem dalších hlubších studií o intenzitě a stabilitě zkoušených materiálů.

Opakované pokusy s víceletými plodinami (9.2.2.) (pícninami) jsou významným prostředkem ke studiu jejich výnosové dynamiky. Vzhledem k delšímu vlivu stanoviště mají výsledky jednotlivých pokusů pouze omezenou platnost a nemohou být zobecňovány. Především vliv vegetačních ročníků se směšuje s vlivem sklizňových (užitkových) roků. Při postupném zakládání téhož pokusu v různých rocích spadá týž sklizňový rok do různých vegetačních roků a jejich efekt, jakož i příslušné interakce, mohou být posouzeny samostatně. Mimo výše uvedených modelů pro zpracování pokusných sérií, vhodných pro hodnocení jednotlivých znaků (zde např. celkové roční produkce daného sklizňového roku), byly zpracovány i modely řešení pro vícerozměrný znak (seče téhož sklizňového roku nebo sklizňové roky v rámci téže seče) [Z: 12; S: 24, 25, 26, 27, 28, 30].

Opakované nevyvážené pokusy (9.2.3.), tj. pokusy, v nichž není zachována stejná skladba pokusných členů, mohou být sice zpracovány poměrně složitými iteračními modely [S: 37], avšak z praktického hlediska bývají voleny metody jednodušší. Jako první možnost přichází v úvahu vyhodnocení jednotlivých pokusů samostatně a v rámci každého z nich porovnání pokusných členů k tomu pokusnému členu (nebo skupině), který se ve všech pokusech opakuje. Společná srovnávací základna pak umožní porovnání i neopakujících se členů. Jiný přístup spočívá ve výpočtu a grafickém znázornění tzv. konfidenčního pásu. Jeho základem je výpočet relativního konfidenčního intervalu pro dané místo nebo rok, definovaného střední hodnotou celého pokusu, zvětšenou a zmenšenou o nejmenší průkazný rozdíl vyjádřený v procentech tohoto průměru. Spojením mezních hodnot vzniká pás, při čemž poloha relativních středních hodnot pokusných členů, zakreslených v příslušném místě (ročníku) skýtá přehled o jejich výkonnosti [S: 22].

Významným kritériem při hodnocení novošlechtění i odrůd je posouzení jejich výnosové stability a intenzity (9.2.4.). Těmi rozumíme schopnost podržet relativní výkonnost i při měnících se podmínkách prostředí, případně dobré podmínky umět využívat. Z možných řešení lze uvést především regresní metodu, jejímž základem je výpočet závislosti výnosů jednotlivých pokusných členů na průměrných výnosech všech členů daných míst (ročníků). Směrnice a poloha regresních přímků pak charakterizují stabilitu a intenzitu pokusných členů [T: 3; Z: 12, 15; S: 3, 5, 23]. Další hodnocení vychází z výpočtu tzv. ekvalence, tj. podílu, jímž se daný pokusný člen podílí na interakci s místy, resp. ročníky. Základem výpočtu jsou modely analýzy rozptylu pokusných sérií, kde jsou příslušné interakce dále rozkládány na složky podle vlivu jednotlivých pokusných členů [S: 33, 34].

Všechny výše popsané postupy umožňují rozbor proměnlivosti jednoho znaku (výnosu zrna, zelené hmoty, hlíz atd.) a opírají se o jednorozměrnou analýzu rozptylu (ANOVA). Pro analýzu materiálu na základě více znaků současně byly vyvinuty metody vícerozměrné analýzy (9.2.5.) rozptylu (MANOVA), umožňující komplexní posouzení šlechtitelského materiálu. Jde o modely jednoduchého a dvojnásobného třídění a další modely pro hodnocení složitěji uspořádaných pokusů [K: 1, 7; Z: 8]. Je rovněž řešena úloha postupného vylučování vždy toho pokusného členu, který se nejvíce podílí na celkové proměnlivosti [K: 1, 7; S: 28]. Dále sem spadají metody diskriminační a shlukové analýzy, umožňující utřídění materiálu do skupin (shluků), zahrnujících pokusné členy s blízkými hodnotami sledovaných znaků. Tímto způsobem mohou např. být utříděny odrůdy, ale i genotypy ve výchozích populacích [K: 2, 5]. Interpretace výsledků hodnocení dat pokusů metodami vícerozměrné analýzy je obvykle poměrně komplikovaná, zvláště při sledování většího počtu závislých znaků (již u pěti znaků bývá někdy interpretace poměrně složitá). Pro usnadnění interpretace se proto doporučuje hodnotit též pokusy pro každý znak zvlášť metodami jednorozměrnými, odpovídajícími založení pokusu. Další problém při aplikaci vícerozměrných metod analýzy dat je vyvolán skutečností, že rozsah šlechtitelských materiálů (počet pokusných členů a jejich opakování v pokuse) je z technických důvodů omezen a pokusy pak nepodávají dostatečnou informaci o vazbách všech znaků, kterými popisujeme šlechtitelský materiál. Proto je nutné znaky pečlivě vybírat, přesně měřit a co nejvíce redukovat jejich počet. Formálně je možné redukci znaků provést matematickými prostředky (např. metoda hlavních komponent a kanonických korelací), které však neberou v úvahu genetický význam znaků. Přírozenější přístup k redukci znaků je redukce provedená na základě rozboru biologických vazeb a biologického významu znaků.

VÝZNAM A VYUŽITÍ ZKOUŠEK VÝKONU VE ŠLECHTĚNÍ

1. VÝCHOZÍ ŠLECHTITELSKÝ MATERIÁL

- 1.1. **Předstupěň**
- 1.2. **Účel**
- 1.3. **Typ školek**
- 1.4. **Pokusné uspořádání**
 - 1.4.1. Srovnávací pokusy bez opakování
 - 1.4.2. Totéž se zařazením standardy
 - 1.4.3. Pokusy s opakováním
 - 1.4.4. Pokusná série

2. **ZÁKLADNÍ ŠLECHTITELSKÝ MATERIÁL**
 - 2.1. Mezistupeň
 - 2.2. Účel
 - 2.3. Typ školky
 - 2.4. Pokusné uspořádání
3. **KMENOVÁ ŠKOLKA**
 - 3.1. Nejvyšší stupeň
 - 3.2. Účel
 - 3.3. Typ školek
 - 3.4. Pokusné uspořádání
 - 3.4.1. Individuální kultura
 - 3.4.2. Řádková kultura
4. **KLONOVÁ ŠKOLKA**
 - 4.1. Nejvyšší stupeň
 - 4.2. Účel
 - 4.3. Typ školky
 - 4.4. Pokusné uspořádání
 - 4.4.1. Klonová školka bez opakování
 - 4.4.2. Klonová školka s opakováním
 - 4.4.3. Klonová školka více stupňová
5. **POKUSY VE SKLENÍCÍCH A FYTOTRONECH**
 - 5.1. Šlechtitelský stupeň
 - 5.2. Účel
 - 5.3. Typ školek
 - 5.4. Pokusná uspořádání
 - 5.4.1. Pokusy bez opakování
 - 5.4.1.1. *Jeden údaj z pokusného členu*
 - 5.4.1.2. *Více údajů z pokusného členu*
 - 5.4.2. Pokusy s opakováními
 - 5.4.2.1. *Nepravá opakování*
 - 5.4.2.2. *Blokový pokus s jedním a více údaji z pokusného členu*
6. **STANIČNÍ POKUSY**
 - 6.1. Šlechtitelský stupeň
 - 6.2. Účel
 - 6.3. Typ školek
 - 6.4. Pokusné uspořádání
 - 6.4.1. Pokus se standardami
 - 6.4.2. Pokus ve znáhodněných blocích
 - 6.4.3. Pokus v latinském čtverci
 - 6.4.4. Pokusy s neúplnými bloky
 - 6.5. Interpretační možnosti
7. **GENETICKÉ ANALÝZY**
 - 7.1. Šlechtitelské stupně
 - 7.2. Účel
 - 7.3. Typ a pokusné uspořádání školek
 - 7.3.1. Genetická analýza
 - 7.3.2. Odhady kombinační schopnosti
 - 7.4. Možnosti početního zpracování
8. **SPECIÁLNÍ ZKOUŠKY VÝKONU**
 - 8.1. Šlechtitelský stupeň a účel školky
 - 8.2. Typ školky a její uspořádání
 - 8.2.1. Provokační pokus
 - 8.2.2. Pokusy v extrémních podmínkách
 - 8.2.3. Vícekrát sklizené pokusy
 - 8.2.4. Další specializovaná šetření
9. **MEZISTANIČNÍ A STÁTNÍ ODRŮDOVÉ POKUSY**
 - 9.1. Šlechtitelský stupeň a účel pokusů
 - 9.2. Typ pokusů a jejich uspořádání
 - 9.2.1. Opakované pokusy vyvážené

- 9.2.2. Opakované pokusy s víceletými plodinami
- 9.2.3. Opakované pokusy nevyvážené
- 9.2.4. Výnosová stabilita
- 9.2.5. Vícerozměrné metody

Literatura

T — technické publikace, skripta

1. BECKER, W. A.: Manual of Procedures in Quantitative Genetics. Washington State University, 1968.
2. CLEM, M. A. — FEDERER, W. T.: Random Arrangements for Lattice Designs. Sp. Rep. 5, Agr. Exp. St. Iowa St. College, Ames, 1950.
3. FOLTÝN, J. — ŠÍP, V.: Výnosová stabilita pšenice. Stud. Inform. ÚVTIZ, Praha, 1981.
4. KOLEKTIV: Metodiky státních odrůdových zkoušek — polní plodiny. Praha, MZVČ ČSR, 1972.
5. RADEK, J.: Informace o programech ve výpočetním středisku VHJ Oseva. VŠÚŘ Semčice, 1981.
6. ROD, J.: Statistika — Základy biometrie. Praha, SPN, 1965.
7. ROD, J. — VONDRÁČEK, J.: Polní pokusnictví — Pokusnická technika se základy biometrie. [Vys. uč. text.] Praha, SPN, 1975.

K — knihy

1. AHRENS, H. — LÄUTER, J.: Mehrdimensionale Varianzanalyse. Berlin, Akademie Verlag, 1974.
2. ANDERBERG, M. R.: Cluster Analysis for Applications. New York, Academic Press, 1973.
3. AUTORENKOLLEKTIV: Biometrische Versuchsplanung. Berlin, VEB d. Landw. Verlag, 1972.
4. FEDERER, W. T.: Experimental Design, Theory and Application. New York, MacMillan Comp., 1955.
5. LACHENBRUCH, P. A.: Discriminant Analysis. New York, London, Hafner Press, 1975.
6. MATHER, K. — JINKS, J. L.: Biometrical genetics. London, Chapman a. Hall, 1971.
7. MORRISON, D. F.: Multivariate statistical methods. New York, Mc Graw - Hill, 1967.
8. MUDRA, A.: Statistische Methoden für landwirtschaftliche Versuchen. Berlin u. Hamburg, P. Parey, 1958.
9. SNEDECOR, G. W. — COCHRAN, W. G.: Statistical Methods Applied to Experiments in Agriculture and Biology. Ames, Iowa St. Coll. Press, 1959.
10. WEBER, E.: Mathematische Grundlagen der Genetik. Jena, VEB G. Fischer, 1967.
11. ZIMMERMANN, K.: Technik des Versuchswesens und der Pflanzenzüchtung. Leipzig, Hirzel Ver., 1955.

Z — závěrečné zprávy

1. BLÁHA, L. — MARTÍNEK, V.: Problematika výběru rodičovských párů. [Záv. zpr.] VÚRV, Praha - Ruzyně, 1978.
2. MIŠTINA, T.: Pokusnická metodológia a analýza obilnín a krmovin. [Záv. zpr.] VÚRV, Piešťany, 1980.
3. PEŠEK, J.: Efektivnost kontroly půdní proměnlivosti standardními dílci v polních pokusech. [Záv. zpr.] VÚZA Hrušovany, 1970.
4. PEŠEK, J. — HARTMANN, J.: Programování speciálních úloh a využití samočinných počítačů pro zpracování výsledků polních pokusů. [Záv. zpr.] VÚZA, Hrušovany, 1975.
5. PEŠEK, J. et al.: Metody výběru rodičovských kombinací do křížení. [Záv. zpr.] VÚVL, Brno - Medlánky, 1978.
6. PEŠEK, J. et al.: Knihovna programů pro hodnocení polních pokusů analýzou rozptylu. [Záv. zpr.] VÚVL, Brno - Medlánky, 1978.
7. PEŠEK, J. et al.: Knihovna vědecko-technických programů v jazyce Fortran — II. část. [Záv. zpr.] VÚVL, Brno - Medlánky, 1978.
8. PEŠEK, J. et al.: Knihovna programů pro vícerozměrné metody statistického hodnocení. [Záv. zpr.] VÚVL, Brno - Medlánky, 1979.

9. PEŠEK, J. et al.: Knihovna programů pro biometricko-genetickou analýzu ve šlechtění rostlin. [Záv. zpr.] VÚVL, Brno - Medlánky, 1979.
10. PEŠEK, J. et al.: Interakce genotypů s prostředím a efektivnost selekce. [Záv. zpr.] VÚVL, Brno - Medlánky, 1980.
11. PEŠEK, J. et al.: Efektivní modely uspořádání a hodnocení polních pokusů. [Záv. zpr.] VÚVL, Brno - Medlánky, 1981.
12. ROD, J. et al.: Studium výnosové dynamiky pícnin, 1. a 2. část. [Záv. zpr.] VŠÚP, Troubsko, 1978, 1979.
13. ROD, J. et al.: Koncepce systému hodnocení a syntézy informací. [Záv. zpr.] VŠÚP, Troubsko, 1980.
14. ŠÍP, V. — ŠKORPÍK, M.: Biometricko-genetická analýza F_1 generace dialelního křížení odrůd jarní pšenice. [Záv. zpr.] VÚRV, Praha - Ruzyně, 1979.
15. ŠKORPÍK, M. — ŠÍP, V.: Analýza interakce genotypu s prostředím a stabilizace výnosu jarní pšenice. [Záv. zpr.] VÚRV, Praha - Ruzyně, 1977.
16. ZLÁMAL, P.: Analýza řady křížení s jedním společným rodičem u hrachu. [Záv. zpr.] VŠÚTPL, Šumperk - Temenice, 1973.

S — separáty prací

1. BAHN, E. et al.: Anlageschemata für Feldversuche. Z. landw. Versuchs. u. Untersuchungsw., 3, 1957, č. 2, s. 151-205.
2. DANIEL, L.: Methoden dialleler Analysen der quantitativen Merkmale und Eigenschaften der Pflanzen. Acta Univ. Agric. Brno, XXI, 1973, č. 2, s. 413-426.
3. EBERHART, S. A. — RUSSELL, W. A.: Stability parameters for comparing varieties. Crop Sci., 6, s. 36-40.
4. FEDERER, W. T.: Diallel Cross Designs and their Relation to Fractional Replication. Züchter, 37, 1967, č. 4, s. 174-178.
5. FINLAY, K. W. — WILKINSON, G. N.: The analysis of adaptation in plant — breeding programme. Aust. J. agric. Res., 14, 1963, s. 742-754.
6. GRIFFING, B.: Concept of General and Specific Combining Ability in Relation to Diallel Crossing Systems. Aust. J. biol. Sci., 9, 1956, s. 462-493.
7. GRIFFING, B.: A Generalized Treatment of the Use of Diallel Crosses in Quantitative Inheritance. Heredity, 10, 1956, s. 31-50.
8. HAYMAN, B. I.: The Theory and Analysis of Diallel Crosses. Genetics, 39, 1954, s. 789-809; 43, 1958, s. 63-85.
9. HINKELMANN, K. H.: Unvollständige diallel Kreuzungspläne. Biometr. Z., 4, 1966.
10. JINKS, J. L. — HAYMAN, B. I.: The Analysis of Diallel Crosses. Maize Genetics Cooper. News Letter, 27, 1953, s. 48-54.
11. JONES, R. M.: Analysis of variance of the half-diallel table. Heredity, 20, 1965, č. 1, s. 117-121.
12. KEMPTHORNE, O.: The Theory of Diallel Cross. Genetics, 41, 1956, s. 451-459.
13. OAKES, M. W.: The analysis of a diallel cross of heterozygous or multiple allelic lines. Heredity, 22, 1967, č. 1, s. 83-95.
14. PEŠEK, J.: Spolehlivost odhadů výběrových zisků samosprašných obilnin. Sbor. ÚVTI - Genet. a Šlecht., 8, 1972, č. 2, s. 127-136.
15. PEŠEK, J.: Efficiency of check plot to control the soil heterogeneity in field trials. Biometr. Z., 15, 1973, s. 403-410.
16. PEŠEK, J.: The efficiency of controls in balance incomplete block designs. Biometr. Z., 16, 1976, s. 21-28.
17. PEŠEK, J. — ROD, J. — NIEDERLE, J. — PELIKÁN, J.: Efektivnost kontroly půdní proměnlivosti standardními dílci v polních pokusech s vojtěškou. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 15, 1979, č. 3, s. 233-240.
18. PEŠEK, J. — PEČKA, F.: Regresní metody analýzy interakcí genotypů s prostředím. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 15, 1979, č. 1, s. 55-64.
19. PEŠEK, J. — PEČKA, F.: Interakce genotypů s prostředím v dialelních pokusech. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 15, 1979, č. 2, s. 87-96.
20. PEŠEK, J.: Identifikace faktorů rozhodujících o efektivnosti výběrů u samosprašných rostlin. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 17, 1981, č. 3, s. 197-206.
21. PEŠEK, J. — ROZKOŠNÁ, A.: Genetická interpretace dialelní analýzy samosprašných rostlin. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 18, 1982, č. 2, s. 93-100.
22. ROD, J. — VONDRÁČEK, J.: Beitrag zur Auswertung von Versuchsserien. Z. Pflzücht., 65, 1971, s. 244-254.
23. ROD, J. — WEILING, F.: Untersuchungen zur Analyse der Ertragsstruktur bei Sommergerste mit besonderer Berücksichtigung der Stabilität der Einzelmerkmale. Z. Pflzücht., 66, 1971, s. 93-129.

24. ROD, J.: Odhady genetických parametrů na základě pokusných serií. Sbor. ÚVTI - Genet. a Šlecht., 9, 1973, č. 4, s. I-XX (příloha).
25. ROD, J. — WEILING, F.: Beitrag zur Leistungsanalyse perennierender Pflanzen mit wiederholter Ernte pro Vegetationsperiode mittels MANOVA. Vortrag 2nd Meeting of the Section Biometrics in Plant Breeding of Eucarpia, Gödöllő, Hungary, 11.—14. August, 1975.
26. ROD, J. — TOŠOVSKÝ, J.: The Use of Multivariate Analysis in Breeding and Variety Testing. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 11, 1975, č. 1, s. 39-53.
27. ROD, J. — TOŠOVSKÝ, J. — PELIKÁN, J.: Řešení serií zkoušek výkonu u voj-těšky diskriminační analýzou. In: Sbor. Biometr. genet. metody ve šlecht. rostlin, Lednice, 1978, s. 107-115.
28. ROD, J. — WEILING, F.: Hodnocení výnosové dynamiky víceletých vícesec-ných pícein. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 17, 1981, č. 4, s. 287-296.
29. STAUDE, H.: Rechentafeln für den multiplen t-Test und den Duncan-Test. Z. landw. Versuchs. u. Untersuchungs., 2, 1963, s. 109-119.
30. TOŠOVSKÝ, J. — ROD, J.: Některé aplikace vícerozměrných statistických me-tod ve šlechtění rostlin. In: Sbor. Biometr. genet. metody ve šlecht. rostlin, Lednice, 1978, s. 107-115.
31. VOŽDA, J.: Biometricko-genetický model faktoriálního systému párového kří-žení. Sbor. ÚVTIZ - Genet. a Šlecht., 16, 1980, č. 4, s. 267-281.
32. WEARDEN, S.: Alternative analysis of the diallel cross. Heredity, 19, 1964, č. 4, s. 669-680.
33. WRICKE, G.: Über eine Methode zur Erfassung der ökologischen Streubreite in Feldversuchen. Z. PflZücht., 47, 1962, s. 92-96.
34. WRICKE, G.: Die Erfassung der Wechselwirkung zwischen genotyp und Um-welt bei quantitativen Eigenschaften. Z. PflZücht., 53, 1965, č. 4, s. 301-304.
35. WRIGHT, S.: System of Mating. Genetics, 6, 1921, s. 111-178.
36. YATES, F.: Analysis of Data from All Possible Reciprocal Crosses between a Set of Parental Lines. Heredity, 1, 1947, s. 287-301.
37. VERDOOREN, L. R.: Anwendung und Analyse nicht-orthogonaler Sortenver-suche. Internat. Symp. für Pflanzensortenversuche, Budapest, 6.—11. 6. 1966.
38. ZIMOVÁ, D.: Dialelní křížení u polních plodin — literární rešerše. Praha, ÚVTI - MZLVH, 1965.

Došlo dne 5. 1. 1982

Значение и применение провзрок продуктивности объектов селекции

Дается перечень методов отбора в процессе селекции, а также вариантов биометрического анализа селекционных материалов отдельных степеней отбора.

степени отбора; проверки продуктивности; биометрический анализ

Significance and Use of Performance Trials in Breeding

A review of selection procedures in the course of breeding process is given with a possibility of biometric analysis of breeding materials in single breeding degrees. selection degrees; performance trials; biometric analysis

Bedeutung und Auswertung der Leistungsprüfungen in der Pflanzenzüchtung

Es wurde eine Übersicht der Ausleseverfahren im Zuchtprozess angegeben einschliesslich der Möglichkeit einer biometrischen Analyse des Zuchtmaterials in einzelnen Auslestufen.

Auslestufen; Leistungsprüfungen; biometrische Analyse

Adresy autorů:

Doc. dr. ing. Jan Rod, DrSc., Výzkumný a šlechtitelský ústav pícninářský, 664 41 Troubsko u Brna

RNDr. Jiří Vondráček, Matematický ústav ČSAZ, Žitná 25, 110 00 Praha 1

Graman J.: Průběh dozrávání pylu bobu obecného (<i>Vicia faba</i>)	81
Bojňanský V., Užáková I.: Klíčení peřů cukrové řepy na umělých půdách	87
Pešek J., Rozkošná A.: Genetická interpretace diallelní analýzy samo-sprašných rostlin	93
Košner J., Bartoš P.: Monosomická analýza a studium dědičnosti rezistence ke rzi travní u pšenice odrůdy 'Kavkaz'	101
Dotlačil L., Apltauerová M.: Výška rostliny a délka hlavního klasu u hybridů jarní pšenice v F ₁ a F ₂ generaci	109
Hudec J.: Specifické vlivy Retacelu na genotypy ozimé pšenice	119
Habětínek J.: Stanovení heterózního efektu a kombinační schopnosti v dialelu pěti odrůd bobu	129
Pippalová E.: Změny variability vybraných znaků populace bělokvětého bobu (<i>Faba vulgaris</i>) vlivem N-nitroso-N-methylmočoviny	141
Weiling F., Rod J.: Možnosti souhrnného hodnocení výnosové dynamiky víceletých vícecéčných píceň	151

Z VĚDECKÉHO ŽIVOTA

Dubovský J.: Prof. Jozef Boháč, CSc., šedesiatročný	86
Sýkora S.: K šedesátinám ing. Vladimíra Světlíka, CSc.	150

PŘÍLOHA

Rod J., Vondráček J.: Význam a využití zkoušek výkonu ve šlechtění	I
--	---

СОДЕРЖАНИЕ

Граман Й.: Ход созревания пыльцы бобов обыкновенных (<i>Vicia faba</i>)	85
Бойнянски В., Ужакова И.: Прорастание пыльцы сахарной свеклы на искусственных средах	91
Пешек Й., Розкошна А.: Генетическая интерпретация диаллельного анализа самоопыляющихся растений	99
Кошнер Й., Бартош П.: Моносомный анализ и изучение наследственности устойчивости к стеблевой ржавчине пшеницы сорта 'Кавказ'	107
Дотлачил Л., Аплтауэрова М.: Высота растения и длина главного колоса у гибридов яровой пшеницы в F ₁ и F ₂ поколениях	117
Гудец Я.: Специфические влияния ретацела на генотипы озимой пшеницы	128
Габетинек Й.: Определение гетерозисного эффекта и комбинационной способности в диалеле пяти сортов бобов	139
Пиппалова Э.: Изменения variability выбранных признаков популяции бобов обыкновенных (<i>Faba vulgaris</i>) под влиянием N-нитрозо-N-метилмочевина	149
Вайлинг Ф., Род Я.: Возможности комплексной оценки динамики урожаев многолетних многоукосных кормовых культур	158

ПРИЛОЖЕНИЕ

Род Я., Вондрачек Я.: Значение и применение проверок продуктивности объектов селекции	XVI
---	-----

Graman J.: The Course of Pollen Ripening in Horse Bean (<i>Vicia faba</i>)	85
Bojňanský V., Užáková I.: Pollen Germination in Sugar-Beet on Artificial Substrates	91
Pešek J., Rozkošná A.: Genetic Interpretation of Diallel Analysis of Autogamous Plants	99
Košner J., Bartoš P.: Monosomic Analysis and Study of Inheritance of Resistance to Stem Rust in Wheat Cultivar 'Kavkaz'	107
Dotlačil L., Apltauerová M.: Plant Height and Main Ear Length in F ₁ and F ₂ Generations of Spring Wheat Hybrids	117
Hudec J.: Specific Effects of Retacel on the Genotypes of Winter Wheat	128
Habětínek J.: Determination of Hybrid Vigour and Combining Ability in the Diallel of Five Bean Cultivars	139
Pippalová E.: Changes in the Variability of Selected Characters in the Population of <i>Faba vulgaris</i> Induced by Application of N-nitroso-N-methyl-urea	149
Weiling F., Rod J.: Possibilities of Total Evaluation of Yield Dynamics in Perennial Multiple-Cut Fodder Plants	158

SUPPLEMENT

Rod J., Vondráček J.: Significance and Use of Performance Trials in Breeding	XVI
--	-----

INHALT

Graman J.: Verlauf des Pollenreifens der Ackerbohne (<i>Vicia faba</i>)	85
Bojňanský V., Užáková I.: Keimung des Blütenstaubes von Zuckerrübe auf künstlichen Böden	92
Pešek J., Rozkošná A.: Genetische Interpretation der diallelen Analyse der selbstbestäubenden Pflanzen	100
Košner J., Bartoš P.: Monosomenanalyse und Studium der Vererbung der Resistenz gegenüber Schwarzrost bei der Weizensorte 'Kavkaz'	108
Dotlačil L., Apltauerová M.: Pflanzenhöhe und Länge des Hauptähres bei den Sommerweizenhybriden in den F ₁ - und F ₂ -Generationen	117
Hudec J.: Spezifische Einflüsse von Retacel auf die Genotypen des Winterweizens	128
Habětínek J.: Bestimmung des Heterosis-Effektes und der Kombinationsfähigkeit in der Diallele von fünf Bohnensorten	140
Pippalová E.: Veränderungen der Variabilität ausgewählter Merkmale der Populationen weißblütiger Bohnen (<i>Faba vulgaris</i>) durch den Einfluß des N-Nitroso-N-Methylharnstoffes	149
Weiling F., Rod J.: Möglichkeiten einer komplexen Bewertung der Ertragsdynamik bei mehrjährigen, mehrschnittigen Futterpflanzen	159

BEILAGE

Rod J., Vondráček J.: Bedeutung und Auswertung der Leistungsprüfungen in der Pflanzenzüchtung	XVI
---	-----

Rukopis odevzdán k tisku 12. 1. 1982 — Podepsáno k tisku 10. 3. 1982

Rozšiřuje Poštovní novinová služba. Objednávky a předplatné přijímá PNS — ústřední expedice tisku, administrace odborného tisku, Jindřišská ulice 14, 110 00 Praha 1. Lze též objednat u každé pošty i poštovního doručovatele. Objednávky do zahraničí vyřizuje PNS — ústřední expedice tisku, oddělení vývozu tisku, Jindřišská ulice 14, 110 00 Praha 1. Vytiskl MÍR, novinářské závody, n. p., závod 6, tř. Lidových milicí 22, 120 00 Praha 2.