

ÚSTAV ZEMĚDĚLSKÝCH A POTRAVINÁŘSKÝCH INFORMACÍ

ROSTLINNÁ VÝROBA

Plant Production

ČESKÁ AKADEMIE ZEMĚDĚLSKÝCH VĚD

4

VOLUME 46
PRAHA
DUBEN 2000
ISSN 0370-663X

ROSTLINNÁ VÝROBA

PLANT PRODUCTION

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

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

Redakční rada – Editorial Board

Předseda – Chairman

Prof. Ing. Václav Vaněk, CSc. (Česká zemědělská univerzita v Praze, ČR)

Členové – Members

- Prof. Dr. Márta Birkás (Agrártudományi Egyetem, Gödöllő, Hungária)
Ing. Helena Donátová, CSc. (Česká zemědělská univerzita v Praze, ČR)
Prof. Ing. Václav Fric, DrSc. (Česká zemědělská univerzita v Praze, ČR)
Doc. Ing. Václav Hosnedl, CSc. (Česká zemědělská univerzita v Praze, ČR)
Prof. Dr. Günter Kahnt (Institut für Pflanzenbau und Grünland, Universität Hohenheim, Stuttgart, BRD)
Prof. Ing. Josef Kozák, DrSc. (Česká zemědělská univerzita v Praze, ČR)
Ing. Timotej Miština, CSc. (Výzkumný ústav rostlinné výroby, Piešťany, SR)
Doc. Ing. Jan Moudrý, CSc. (Zemědělská fakulta, Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích, ČR)
Prof. RNDr. Lubomír Nátr, DrSc. (Přírodovědecká fakulta, Karlova univerzita v Praze, ČR)
Dr. Peter Newbould (The Macaulay Land Use Research Institute, Aberdeen, Scotland, UK)
Ing. Jaromír Procházka, CSc. (Výzkumný ústav pícninářský, Troubsko u Brna, ČR)
Prof. Ing. Stanislav Procházka, DrSc. (Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brně, ČR)
Doc. Ing. Vlastimil Rasocha, CSc. (Výzkumný ústav bramborářský, Havlíčkův Brod, ČR)
Prof. Dr. Heinrich W. Scherer (Agrikulturchemisches Institut der Rheinischen Friedrich Wilhelms-Universität, Bonn, BRD)
Doc. Ing. Ladislav Slávik, DrSc. (Univerzita J. E. Purkyně v Ústí nad Labem, ČR)
Doc. Ing. Josef Šimon, CSc. (Výzkumný ústav rostlinné výroby, Praha-Ruzyně, ČR)
Doc. Ing. Pavel Tlustoš, CSc. (Česká zemědělská univerzita v Praze, ČR)
Ing. Marie Váňová, CSc. (Zemědělský výzkumný ústav, Kroměříž, ČR)
Prof. Ing. Karel Voříšek, CSc. (Česká zemědělská univerzita v Praze, ČR)
Doc. Ing. František Vrkoč, DrSc. (Výzkumný ústav rostlinné výroby, Praha-Ruzyně, ČR)
Prof. Dr. hab. Kazimiera Zawisła (Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie, Polska)
Prof. Ing. Josef Zimolka, CSc. (Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brně, ČR)

Vedoucí redaktorka – Editor-in-Chief

RNDr. Eva Stříbrná

Cíl a odborná náplň: Časopis publikuje původní vědecké práce, výsledky výzkumu, studie a analýzy z oblasti rostlinné výroby, především pěstování rostlin, tvorby výnosů plodin, kvality jejich produktů, semenářství, fyziologie rostlin, agrochemie, pedologie, mikrobiologie, meliorací a agroekologie. Časopis je citován v bibliografickém časopise Current Contents – Agriculture, Biology and Environmental Sciences. Abstrakty z časopisu jsou zahrnuty v těchto databázích: Agricola, Agris, CAB Abstracts, Czech Agricultural Bibliography, Toxline Plus.

Periodicita: Časopis vychází měsíčně (12krát ročně), ročník 46 vychází v roce 2000.

Přijímání rukopisů: Rukopisy ve dvou vyhotoveních je třeba zaslat na adresu redakce: RNDr. Eva Stříbrná, vedoucí redaktorka, Ústav zemědělských a potravinářských informací, Slezská 7, 120 56 Praha 2, Česká republika, tel.: 02/24 25 79 39, fax: 02/24 25 39 38, e-mail: editor@uzpi.cz. Den doručení rukopisu do redakce je publikován jako datum přijetí k publikaci.

Informace o předplatném: Objednávky na předplatné jsou přijímány pouze na celý rok (leden–prosinec) a měly by být zaslány na adresu: Ústav zemědělských a potravinářských informací, vydavatelské oddělení, Slezská 7, 120 56 Praha 2. Cena předplatného pro rok 2000 je 816 Kč.

Aktuální informace najdete na URL adrese: <http://www.uzpi.cz>

Aims and scope: Original scientific papers, results of research, review studies and analyses from the crop production sector, particularly care of crops, crop yield formation, quality of plant products, seed production, plant physiology, agrochemistry, soil science, microbiology and agri-ecology are published in this periodical.

The journal is cited in the bibliographical journal Current Contents – Agriculture, Biology and Environmental Sciences. Abstracts from the journal are comprised in the databases: Agricola, Agris, CAB Abstracts, Czech Agricultural Bibliography, Toxline Plus.

Periodicity: The journal is published monthly (12 issues per year), Volume 46 appearing in 2000.

Acceptance of manuscripts: Two copies of manuscript should be addressed to: RNDr. Eva Stříbrná, editor-in-chief, Institute of Agricultural and Food Information, Slezská 7, 120 56 Praha 2, Czech Republic, tel.: 02/24 25 79 39, fax: 02/24 25 39 38, e-mail: editor@uzpi.cz. The day the manuscript reaches the editor for the first time is given upon publication as the date of reception.

Subscription information: Subscription orders can be entered only by calendar year (January–December) and should be sent to: Institute of Agricultural and Food Information, Slezská 7, 120 56 Praha 2. Subscription price for 2000 is 195 USD (Europe), 214 USD (overseas).

Actual information are available at URL address: <http://www.uzpi.cz>

ANALÝZA PŮDNÍCH EXTRAKTŮ PODLE MEHLICHA III METODOU ICP-AES

ANALYSIS OF MEHLICH III SOIL EXTRACTS BY ICP-AES

J. Zbíral

Central Institute for Supervising and Testing in Agriculture, Brno, Czech Republic

ABSTRACT: Inductively coupled plasma atomic emission spectroscopy (ICP-AES) has proved to be a time and cost effective analytical technique for simultaneous determination of many elements. Universal soil extractants are well suited for adoption of ICP-AES. The object of this study was to optimize ICP-AES determination of phosphorus, potassium, magnesium, calcium, sulphur, iron, aluminium, manganese, copper, zinc and boron in Mehlich III soil extracts. The most suitable wavelengths and background corrections were chosen, the concentration ranges for calibration were found and matrix effects of Mehlich III extractant were studied. The results for phosphorus, potassium, magnesium, calcium and sulphur determined by ICP-AES were compared to the results achieved by commonly used methods (FAAS – flame atomic absorption spectrophotometry, flame photometry, spectrophotometry). 147 topsoil and 29 subsoil samples collected from the soil monitoring plots were used for evaluation of the relationships between the analytical techniques. The results for potassium and magnesium were statistically significantly different but the difference was small (2 to 8%) and it did not influence the classification of available nutrients. ICP-AES determination of calcium gave the results 7 to 12% higher than those obtained from flame atomic absorption spectrophotometry. The increase can be explained by reducing the interferences in plasma due to a higher temperature. The lower temperature of air–acetylene flame in FAAS could not completely reduce the chemical interferences even in the presence of lanthanum. The results for phosphorus determined by ICP-AES in topsoils were 8 to 14% higher than the results of spectrophotometric determination. In subsoil samples the results of both analytical techniques were statistically equal. The reason is that spectrophotometry (molybdate blue method) can determine only the ortho-phosphate form of phosphorus. ICP-AES determines the total content of phosphorus present in a soil extract.

Keywords: ICP-AES; soil extraction; Mehlich III

ABSTRAKT: Použití metody ICP-AES (atomové emisní spektrometrie v induktivně vázaném plazmatu) pro analýzu půdních extraktů podle Mehlicha III je velmi výhodné. Byly určeny optimální vlnové délky, rozsah kalibračních křivek a vliv extrakčního roztoku na signál fosforu, draslíku, hofčíku, vápníku, železa, manganu, hliníku, mědi, zinku, síry a boru. Pro základní živiny (P, K, Mg, Ca) byly porovnány metody ICP-AES s dosud používanými metodami stanovení na souboru 147 vzorků půd odebraných z orné půdy v rámci Bazálního monitoringu půd ČR. Z 29 ploch byly analyzovány kromě vzorků ornice i vzorky podorničí. Rozdíly mezi metodami byly ve většině případů statisticky průkazné, ale z hlediska požadavků na přesnost stanovení byly zanedbatelné. Významnější odchylka byla zjištěna pouze při stanovení vápníku. Metoda ICP-AES dává pro tento prvek poněkud vyšší hodnoty (o 7 až 12 % rel.). Důvodem je pravděpodobně vysoká teplota plazmatu, která odstraní rušivé vlivy způsobené nedokonalou atomizací vápníku při plamenové atomové absorpční spektrofotometrii. Výsledky jsou tedy při použití metody ICP-AES přesnější. Problém při stanovení fosforu spočívá v tom, že dosavadní spektrofotometrická metoda stanoví pouze fosfor ve formě fosforečnanové. Metodou ICP-AES se však stanoví celkový fosfor přítomný v půdním extraktu. V ornici byly obsahy fosforu o 8 až 14 % vyšší při použití metody ICP-AES oproti spektrofotometrické metodě. Pro podorničí byly výsledky obou metod totožné. Rozdíl mezi celkovým obsahem fosforu a fosforečnanovou formou je dán pravděpodobně především organicky vázaným fosforem, jehož koncentrace je v podorničí významně nižší, proto se při porovnáni výsledků pro podorničí neobjevuje statisticky významný rozdíl mezi oběma metodami.

Klíčová slova: ICP-AES; extrakce půd; Mehlich III

ÚVOD

S rozvojem instrumentálních analytických metod se stala běžně dostupná metoda ICP-AES (atomová emisní spektrometrie v induktivně vázaném plazmatu) a případně další analytické techniky, umožňující analýzu více prvků nebo parametrů současně. Tyto techniky význam-

ně přispěly ke zvýšení zájmu o univerzální extrakční postupy. Podrobný přehled těchto extrakčních postupů uvádí Raij (1994). Přesný popis nejvýznamnějších univerzálních extrakčních postupů včetně rozsahu jejich použitelnosti publikoval Jones (1990). V Agrochemickém zkoušení půd ČR byl zaveden univerzální extrakční postup podle Mehlicha III (Mehlich, 1984). Kromě

základních živin (Zbírál, Němec, 1999) je tento postup použitelný i pro stanovení mikroelementů (Sims, 1985; Zbírál, Němec, 1998) včetně boru (Shuman et al., 1992), kovů na kontaminovaných plochách (Sistani et al., 1995) a síry (Rao, Sharma, 1997).

Metoda ICP-AES využívá měření vyzářených charakteristických kvant jednotlivých prvků. Aerosol vzorku je přiveden do argon-argonového plazmatu, ve kterém dojde k ionizaci a excitaci atomů a iontů. Při následné zářivé deexcitaci dojde k vyzáření charakteristických kvant. Měřením intenzity emitovaného záření charakteristického kvanta se určí obsah daného prvku ve vzorku. Metoda ICP-AES je mnohem méně zatížena interferencemi než např. metoda FAAS (plamenová atomová absorpční spektrofotometrie), protože zde neexistují prakticky žádné chemické interference, přesto se projevují interference transportní a excitační, které jsou ovlivňovány složením zmlžovaného roztoku a nastavením přístroje, především příkonu, průtoku jednotlivých plynů a pozorovací výšky (Sommer et al., 1992; Otruba, Kaničský, 1997).

Byl proveden výběr emisních čar pro všechny sledované prvky (P, K, Mg, Ca, Fe, Al, Cu, Zn, Mn, B, S) a proměřeny profily standardních roztoků i extraktů reálných vzorků. Na základě profilů jednotlivých čar byly určeny optimální vlnové délky měření a polohy korekce pozadí (pokud byla tato korekce nutná). Dále byl optimalizován koncentrační rozsah kalibračních křivek a ověřen vliv extrakčního činidla na jejich průběh. Pro P, K, S, Mg a Ca byly porovnány dosud používané postupy. Problematiku týkající se síry publikoval Zbírál (1999).

MATERIÁL A METODY

Přístroje a zařízení. Pro měření byl použit přístroj ICP-AES JY-138 ULTRACE fy Jobin-Yvon (Francie)

s koncentrickým zmlžovačem (typ Meinhard) a Scottovou mlžnou komorou, pro spektrofotometrická stanovení spektrofotometr U 1100 (Hitachi, Japonsko) s průtokovou kyvetou o optické délce 10 mm. Vzorky pro měření metodou atomové absorpční spektrofotometrie byly ředěny za pomoci dilutoru Gilson A310 (Gilson, Francie). Vysoce čistá voda byla připravena na zařízení MilliQ (Millipore Corp., USA). Extrakce probíhala na rotační třepačce pro 100 vzorků (ÚKZÚZ, Brno), pro úpravu vzorků na prosev < 2 mm byla použita půdní prosévačka (ÚKZÚZ Brno). Dále bylo využíváno běžně vybavení laboratoře.

Chemikálie a roztoky. Všechny chemikálie byly čistoty p. a. (Lachema, Brno; Merck, Darmstadt; Fluka, Buchs). Pro přípravu roztoků byla používána demineralizovaná voda s kontrolovaným obsahem stanovovaných složek, pro přípravu standardních roztoků vysocí čistá voda. Kalibrační standardní roztoky byly připraveny ředěním certifikovaných základních standardních roztoků (Analytika, Praha). Extrakční roztoky byly připravovány vždy čerstvě.

Vzorky půd. Byly použity vzorky z bodů bazálního monitoringu půd (Sáňka et al., 1998). Analyzovány byly pouze vzorky z bodů na orné půdě, a to z orniční vrstvy (celkem 147 vzorků). Pro body jihomoravského regionu (29 vzorků) byly provedeny i analýzy podorničí. Popisná statistika souboru vzorků je uvedena v tab. I.

Extrakce a měření. Extrakce půd a měření po porovnání stávajících metod s metodou ICP-AES probíhaly podle Jednotných pracovních postupů ÚKZÚZ (Zbírál, 1995). Pro stanovení vápníku a hořčíku byla použita metoda FAAS v plameni acetylen-vzduch po zředění extraktu a odstranění interferencí přídavkem lanthanu, pro draslík byla využita plamenová fotometrie v plameni acetylen-vzduch, fosfor byl stanoven jako fosfomolybdenová modř spektrofotometricky (Murphy, Riley,

I. Popisná statistika (mg.kg⁻¹) – Descriptive statistics (mg.kg⁻¹)

	Metoda ¹	Průměr ²	Medián ³	Minimum	Maximum	Dolní kvartil ⁴	Horní kvartil ⁵
pH/KCl		6,43	6,49	4,63	7,60	5,96	6,99
P	ICP-AES	119	101	26	410	69	149
	SPEFO	109	91	27	404	64	132
K	ICP-AES	232	217	39	869	154	269
	FAES	236	218	46	930	165	270
Mg	ICP-AES	177	156	31	1 030	102	235
	FAAS	175	151	35	938	104	237
Ca	ICP-AES	3 193	2 588	939	12 578	1 912	3 629
	FAAS	2 964	2 381	937	12 455	1 840	3 431
Cu	ICP-AES	4,13	3,43	0,50	23,5	2,16	5,06
Zn	ICP-AES	5,84	4,84	1,46	20,7	3,89	6,76
Mn	ICP-AES	154	151	25	377	113	183
Fe	ICP-AES	398	407	66	889	319	488
Al	ICP-AES	878	886	124	1 544	738	1 000
S	ICP-AES	15,7	14,9	7,51	57,7	11,2	18,3

¹method, ²average, ³median, ⁴lower quartile, ⁵upper quartile

1962). Ostatní prvky byly stanoveny metodou FAAS v plameni acetylen-vzduch.

Nastavení přístroje ICP-AES. Příkon do plazmatu 1,00 kW, průtoky argonu: zmlžovačem 0,325 l/min, plazmový plyn 12,0 l/min, stínící plyn 0,275 l/min, monochromátor byl proplachován dusíkem. Integrace signálu byla prováděna zpravidla měřením intenzity na píku (on peak mode). Vstupní šterbina monochromátoru byla 21 μm a výstupní 83 μm .

Statistické zpracování. Pro statistické zpracování výsledků byly využity programy EXCEL 97 (Microsoft, Redmont, USA) a ADSTAT 2.0 (Trilobyte, Pardubice). Všechny statistické výpočty byly prováděny na 95% hladině významnosti ($\alpha = 0,05$).

VÝSLEDKY A DISKUSE

Výběr vlnových délek

Pro zjištění optimálních vlnových délek a určení korekce pozadí byly proměřeny profily čar pro kalibrační standardní roztoky a pro vybrané extrakty vzorků. V tab. II jsou uvedeny sledované vlnové délky. Výběr vlnových délek byl proveden jednak podle intenzity čáry a dále podle rušení v reálných vzorcích. Doporučené vlnové délky pro měření jsou vyznačeny tučně.

Při stanovení fosforu se objevil na čáře P I 214,914 nm u některých extraktů nedostatečně rozlišený rušivý signál, posunutý ke kratším vlnovým délkám. Bylo proto pro měření na této čáře zvoleno vyšší rozlišení přístroje použitím užší výstupní šterbiny monochromátoru. Maximum bylo v tomto případě odečítáno metodou proložení Gaussovy křivky. Čára P I 213,618 nm je rušena mědí. Toto rušení se však v extraktech půdy podle Mehlich III může objevit jen ve výjimečných případech. Nejvhodnější je stanovení fosforu na čáře P I 178,229 nm, ale pro použití této čáry je nezbytné dokonale odstranění kyslíku z optické dráhy přístroje.

Při stanovení síry bylo zjištěno, že čára S I 180,676 nm je silně rušena přítomností vápníku. Rušivý vliv vápníku nebylo možné odstranit ani při maximálním rozlišení přístroje, proto byla dále pro měření využívána pouze čára S I 181,978 nm.

Rozsah kalibrace a příprava standardních roztoků

Pro rutinní stanovení je vhodné připravit dvě sady směsných standardních roztoků: první pro běžně stanovené prvky (P, K, Mg, Ca) a druhou pro ostatní prvky. Přehled směsných kalibračních roztoků a koncentrací pro jednotlivé prvky uvádějí tab. III a IV. Všechny vzorky o obsahu studovaného analytu nad rozsah kalibrační křivky byly ředěny. Průběh kalibračních křivek byl v celém sledovaném koncentračním rozsahu lineární. Při měření vzorků o nižší koncentraci stanovovaných prvků je vhodné kalibraci upravit tak, že se nepoužije nejvyšší kalibrační roztok. Při překročení rozsahu kalibrační křivky je třeba extrakt půdy ředit extrakčním roztokem podle Mehlich III. Koncentraci extrakčního

II. Studované a doporučené vlnové délky – Studied and recommended wavelengths

Prvek ¹	Vlnová délka ² (nm)	BC1 (-nm)	BC2 (+nm)	Matrice ³ (% rel.)
P I	214,914	0,0396		+3
Mg II	279,079	0,0301		-15
Ca II	317,933			-15
K I	766,490			-10
S I	181,978	0,0768		-8
B I	208,959		0,0308	-
Zn I	213,856		0,0549	-13
Mn II	257,610			-8
Fe II	259,940			-7
Cu I	324,754			-8
Al I	396,152		0,0751	-10
P I	178,229	0,032		+3
Mg II	280,270			-9
Cu I	327,396			-7
S I	180,676			-8
P I	213,618			+3
Ca II	393,366			-5
K I	769,896			-10

BC = relativní poloha odečtu pozadí měřené čáry – relative position of background correction

Matrice: relativní snížení nebo zvýšení intenzity emise dané čáry v přítomnosti extrakčního činidla v porovnání s vodou – Matrix: influence of extracting solution on the intensity of emission compared to the intensity in water matrix

Doporučené vlnové délky jsou vyznačeny tučně – Bold letters denote recommended wavelengths

¹element, ²wavelength, ³matrix

III. Směsné standardní roztoky (mg.l⁻¹) – Mixed standard solutions (mg.l⁻¹)

Standardní roztok ¹	Prvek ²			
	K	P	Mg	Ca
STDAH	100,0	40,0	100,0	1 000
A3	50,0	20,0	50,0	500
A2	25,0	10,0	25,0	250
A1	10,0	4,0	10,0	100
STDAL	0,0	0,0	0,0	0,0

¹standard solution, ²element

činidla ve standardních kalibračních roztocích je třeba modelovat tak, aby přesně odpovídala složení extrakčního činidla.

Vliv extrakčního činidla na průběh kalibračních křivek

Byly připraveny dvě sady kalibračních standardních roztoků, jedna s modelovanou maticí (stejná koncentrace extrakčního činidla v kalibračních roztocích jako ve vzorcích) a druhá doplněná pouze demineralizovanou vodou. Ve většině případů došlo ke snížení inten-

Standard ¹	Prvek ²					
	Fe	Al	Mn	Cu	Zn	B
STDBH	100,0	100,0	40,0	4,0	10,0	4,0
B3	50,0	50,0	20,0	2,0	5,0	2,0
B2	25,0	25,0	10,0	1,0	2,5	1,0
B1	10,0	10,0	4,0	0,4	1,0	0,4
STDBL	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

¹standard solution, ²element

zity emise jednotlivých čar vlivem extrakčního činidla. Jde pravděpodobně o kombinovaný vliv solí a kyselin, který je vysvětlován zmlžovacími a excitačními interferencemi. Pouze v případě fosforu byly intenzity v přítomnosti extrakčního činidla na všech čarách asi o 3 % vyšší než ve vodě. V tab. II je v posledním sloupci uveden vliv extrakčního činidla na intenzitu emise. Z výsledků jednoznačně vyplývá, že pro správné měření je nezbytná shodná koncentrace extrakčního činidla ve standardech a ve vzorcích.

Porovnání ICP-AES s dosud používanými metodami stanovení

Vzorky byly analyzovány podle platných Jednotných pracovních postupů ÚKZÚZ i metodou ICP-AES. Získané výsledky byly porovnány za pomoci párových testů a s použitím lineární regrese (Meloun, Militký, 1994). V párových testech byla srovnávána vypočtená hodnota kritéria *T* s tabelovanou hodnotou. Výstupem párového testu bylo zjištění, zda se soubory výsledků získaných různými postupy od sebe statisticky významně liší. Pro oba soubory byla také spočítána lineární regresní funkce. Pro statisticky zcela shodné soubory platí, že hodnota úseku regresní přímky je rovná nule a hodnota směrnice se rovná jedné. Hodnota *R*² udává spolehlivost regrese (jde o tzv. koeficient determinace, který po vynásobení stem udává procento vzorků, které splňují uvedenou

regresní rovnici). Všechny sledované prvky byly porovnány a zjištěny případné odchylky. Všechny statistické výpočty byly provedeny pro $\alpha = 0,05$.

Souhrnné výsledky párového testu a lineární regrese podává tab. V. Na obr. 1 jsou uvedeny průběhy jednotlivých regresních přímek.

Fosfor. Ze statistického hodnocení vyplývá, že v ornici jsou výsledky stanovení fosforu o 8 až 14 % vyšší při použití metody ICP-AES oproti spektrofotometrické metodě. Pro podorniči jsou výsledky na dané hladině významnosti totožné. Rozdíl zjištěný pro ornici je způsoben tím, že v případě spektrofotometrické metody nejsou stanoveny jiné formy fosforu v extraktu než forma fosforečnanová. Metoda ICP-AES stanovuje celkový fosfor přítomný v extraktu. Rozdíl mezi celkovým obsahem fosforu a fosforečnanovou formou je dán pravděpodobně především organicky vázaným fosforem, jehož koncentrace je v podorniči významně nižší, proto se při porovnání výsledků pro podorniči neobjevuje statisticky významný rozdíl mezi oběma metodami. Toto zjištění je v souladu s publikovanými údaji (Eliason, 1999). Určitým problémem je interpretace výsledků stanovení fosforu. Kritéria používaná pro vyhodnocení výsledků byla zpravidla odvozena pro spektrofotometrické stanovení fosforu, které zjišťuje pouze obsah fosforečnanů. Jakým způsobem se uplatňuje jinak vázaný fosfor ve výživě rostlin, není dosud objasněno. Podobně jako u dusíku a síry, probíhá i zde mineralizace a organicky vázaný fosfor se stává přístupným pro rostliny. Pak by jeho zahrnutí do přístupné frakce fosforu, stanoveného metodou Mehlich III, mělo své opodstatnění a měření metodou ICP-AES by dávalo výsledky bližší skutečnosti.

Draslík. Mezi metodami byl zjištěn statisticky významný rozdíl, který je však z praktického hlediska nepodstatný. Důvodem horší shody pro tento prvek jsou jednak ionizační interference v plameni acetylen-vzduch pro FAAS a dále vysoký stupeň ionizace draslíku při ICP-AES. Měření probíhá na atomové čáře a vysoká úroveň ionizace snižuje intenzitu emise atomových čar.

Hořčík. Mezi metodami byl zjištěn statisticky významný rozdíl, který je však z praktického hlediska za-

V. Statistické zpracování – Statistical evaluation ($Y = a + bX$, *Y* – ICP-AES)

Prvek ¹	<i>T</i>	<i>t</i> _{krit}	<i>a</i> _{min}	<i>a</i>	<i>a</i> _{max}	<i>b</i> _{min}	<i>b</i>	<i>b</i> _{max}	<i>R</i> ²	<i>x</i> ₁	<i>x</i> ₂
P (ornice ²)	10,1	1,976	-4,781	-1,236	2,309	1,084	1,112	1,140	0,977	120	109
P (podorniči ³)	-3,31	2,048	-5,706	-0,426	4,853	0,850	0,925	1,001	0,959	54	59
K	-3,50	1,976	-16,83	-12,59	-8,35	1,024	1,041	1,058	0,990	228	231
Mg	2,38	1,976	-8,952	-6,422	-3,891	1,034	1,047	1,061	0,994	171	170
Ca	7,64	1,976	-155	-59	37	1,070	1,097	1,124	0,977	3 193	2 964

T = hodnota vypočtená v párovém *t*-testu – value of paired *t*-test

*t*_{krit} = kritická hodnota párového testu – critical *t*-value

a = úsek lineární regresní rovnice – intercept

b = směrnice lineární regresní rovnice – slope

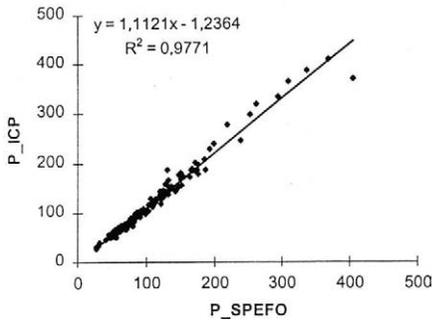
*x*₁ = průměrná hodnota souboru měřeného metodou ICP-AES – average value for ICP-AES

*x*₂ = průměrná hodnota souboru měřeného původní metodou – average value for commonly used methods

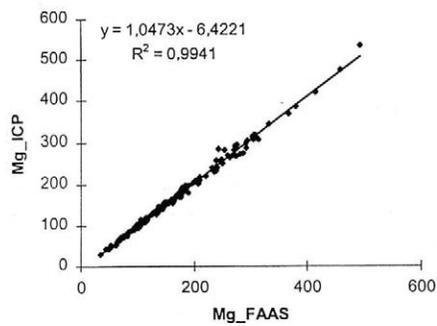
*R*² = koeficient determinace lineární regresní rovnice – coefficient of determination

¹element, ²topsoil, ³subsoil

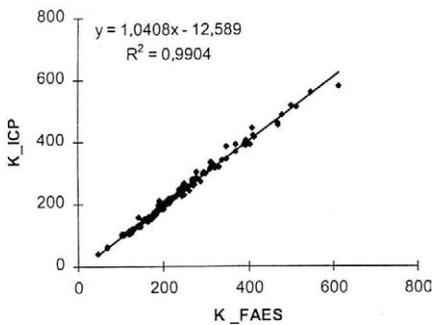
P



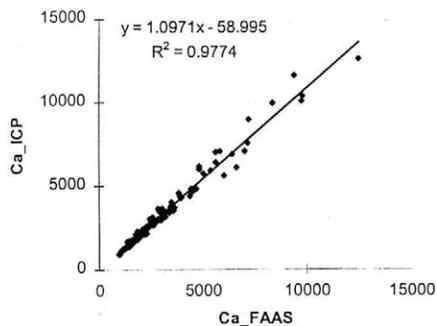
Mg



K



Ca



1. Lineární regrese; vzorky ornice – Linear regression; topsoil samples

nedbatelný. Vzhledem k tomu, že výsledky naměřené metodou ICP-AES mají poněkud vyšší hodnoty, může být důvodem dokonalejší odstranění rušivých vlivů působením podstatně vyšší teploty plazmatu.

Vápník. Výsledky získané oběma metodami se statisticky významně liší. Z lineární regresní rovnice vyplývá, že obsahy stanovené metodou ICP-AES jsou o 7 až 12 % rel. vyšší než hodnoty získané metodou FAAS. Důvodem je pravděpodobně odstranění rušení při metodě ICP-AES, dané podstatně vyšší teplotou plazmatového výboje. Při této teplotě se již neuplatní chemické interference metody FAAS, které dokonale neodstraní ani přidávaný lanthan.

Další prvky. Stanovení Cu, Zn, Mn a Fe nepřináší žádné problémy. Porovnání metod nebylo možné, protože se tyto prvky dosud v extrakčním činidle Mehlich III nestanovovaly. Stanovení síry je třeba věnovat značnou pozornost především z hlediska maximálního omezení kontaminací (např. při styku s pryžovým těsněním atd.). Stanovení síry v různých extraktech byla věnována samostatná publikace (Zbírál, 1999). Stanovení bóru je velmi problematické z důvodu vysoké možnosti kontaminace. Při požadavku na stanovení bóru je třeba zaměřit styku extrakčního činidla se sklem, protože přítomný

fluorid v kyselém prostředí atakuje sklo, a tím zvyšuje kontaminaci uchovávaných roztoků. V případě tohoto prvku je nejlepším řešením použití plastového nádobí ve všech stupních přípravy roztoků, extrakce, filtrace i měření.

Použitě zkratky

- ICP-AES – optická emisní spektrometrie v induktivně vázaném plazmatu
- FAAS – plamenová atomová absorpční spektrofotometrie
- FAES – plamenová atomová emisní spektrometrie (plamenová fotometrie)
- SPEFO – spektrofotometrie (ve viditelné oblasti spektra)

LITERATURA

- Eliaison R. D. (1999): Evaluation of ICP overestimation of soil P. *Soil Pl. Anal.*, (1): 7.
- Jones J. B., Jr. (1990): Universal soil extractants: Their compositions and use. *Commun. Soil Sci. Pl. Anal.*, 21 (13–16): 1091–1101.

- Mehlich A. (1984): Mehlich 3 soil test extractant a modification of Mehlich 2 extractant. *Commun. Soil Sci. Pl. Anal.*, 15: 1409–1416.
- Meloun M., Miličický J. (1994): Statistické zpracování experimentálních dat. Praha, Plus.
- Murphy J., Riley J. P. (1962): A modified single solution method for the determination of phosphate in natural water. *Anal. Chim. Acta*, 27: 31–36.
- Otruba V., Kanický V. (eds.) (1997): *Spektrometrie s indukčně vázaným plazmatem*. Brno, Spektroskop. Spol. J. M. Marci, MU.
- Raij B. van (1994): New diagnostic techniques, universal soil extractants. *Commun. Soil Sci. Pl. Anal.*, 25 (7–8): 799–816.
- Rao T. N., Sharma P. K. (1997): Evaluation of Mehlich III as an extractant for available soil sulfur. *Commun. Soil Sci. Pl. Anal.*, 28 (13–14): 1033–1046.
- Sáňka M., Chvátal V., Němec P. (1998): Bazální monitoring zemědělských půd a monitoring atmosférické depozice. [Metodické postupy.] Brno, ÚKZÚZ.
- Shuman L. M., Bandel V. A., Donohue S. J., Isaac R. A., Lippert R. M., Sims J. T., Tucker M. R. (1992): Comparison of Mehlich-1 and Mehlich-3 extractable soil boron with hot-water extractable boron. *Commun. Soil Sci. Pl. Anal.*, 23 (1–2): 1–14.
- Sims J. T. (1985): A comparison of Mehlich I and Mehlich III extractants as predictors of manganese, copper, and zinc availability in four Delaware soils. *Commun. Soil Sci. Pl. Anal.*, 16 (10): 1039–1052.
- Sistani K. R., Mays D. A., Taylor R. W., Buford C. (1995): Evaluation of four chemical extractants for metal determinations in wetland soils. *Commun. Soil Sci. Pl. Anal.*, 26 (13–14): 2167–2180.
- Sommer L., Kanický V., Otruba V., Toman J. (1992): *Optická emisní spektrometrie v indukčně vázaném plazmatu a vysokoteplotních plamenech*. Praha, Academia.
- Zbiral J. (1995): *JPP ÚKZÚZ. Analýza půd I*. Brno, ÚKZÚZ.
- Zbiral J. (1999): Porovnání vybraných extrakčních postupů pro stanovení síry v půdách ČR. *Rostl. Vyr.*, 45 (10): 439–444.
- Zbiral J., Němec P. (1998): Porovnání některých metod pro stanovení mědi, zinku, manganu a železa v půdách. *Rostl. Vyr.*, 44 (10): 443–447.
- Zbiral J., Němec P. (1999): Porovnání extrakčních postupů podle Mehlicha II a Mehlicha III pro stanovení přístupného fosforu, draslíku, hořčíku a vápníku v půdách ČR. *Rostl. Vyr.*, 45 (1): 1–7.

Došlo 5. 10. 1999

Kontaktní adresa:

RNDr. Jiří Zbiral, Ústřední kontrolní a zkušební ústav zemědělský Brno, Hroznová 2, 665 06 Brno, Česká republika, tel.: +420 5 43 54 82 89, fax: +420 5 43 21 73 25, e-mail: jiri.zbiral@lo.zeus.cz

RESPONSE OF SUGAR BEET TO FOLIAR MAGNESIUM FERTILIZATION WITH EPSOM SALT

REAKCE CUKROVKY NA FOLIÁRNÍ HNOJENÍ HOŘČÍKEM VE FORMĚ SÍRANU HOŘEČNATÉHO

A. Kristek¹, V. Kovačević², M. Antunović²

¹*Institute for Sugar Beet Breeding, Osijek, Croatia*

²*Faculty of Agriculture, University of J. J. Strossmayer, Osijek, Croatia*

ABSTRACT: Response of sugar beet to Epsom salt ($MgSO_4 \cdot 7 H_2O$) foliar fertilization (ESFF) was tested in field trials on three locations during three growing seasons. Magnesium sulphate was applied as 5% w/v solution, 400 L/ha (two spraying in ten-day interval in June). In general, significant differences of sucrose concentrations, yields (root and technologic sugar), as well as K, Na and amino-N status in sugar beet root were found among years (influences of factor growing season) and among three tested localities (influences of factor soil characteristics) in all three years of testing. Also, the application of ESFF increased sucrose concentration by 0.25, 0.20 and 0.26%, at growing seasons 1995, 1996 and 1997, respectively. However, sugar yield was significantly increased in amount of 0.40 t/ha only in the third year of testing. Also, an improvement of root quality concerning in a decrease of amino-N content was found only in the second year of testing. ESFF was especially effective in increasing sugar concentrations under soil conditions showing moderate Mg supplies. The growing season 1997 was especially favorable for sugar beet growing. Under these conditions, ESFF significantly influenced on digestion (15.18 and 15.44%, for control and ESFF, respectively), sugar beet root yields (55.16 and 57.38 t/ha, respectively), sugar yields (7.12 and 7.52 t/ha, respectively) and root K contents (3.83 and 3.95 mmol/100 g of root, respectively). However, sodium (Na) and amino-N contents were not affected by ESFF treatment. Drought stress in 1995 was in close connection with the lower sucrose contents (12.38%) in comparison with the 1996 (15.10%) and 1997 (15.31%) growing seasons. Based on our three-year investigations, we would recommend foliar application of Epsom salt for sugar beet as usual crop management practice, especially under conditions of moderate soil-Mg and/or S supply.

Keywords: sugar beet; field experiments; foliar fertilization; magnesium sulphate; Eastern Croatia

ABSTRAKT: Reakce cukrovky na síran hořečnatý ($MgSO_4 \cdot 7 H_2O$) byla testována v polních pokusech na třech lokalitách během tří vegetačních období. Síran hořečnatý byl aplikován ve formě 5% roztoku w/v, 400 l/ha (dva postřiky v desetidenním intervalu v červnu). Průkazné rozdíly v koncentracích sacharózy, výnosech (kořennový a technologický cukr) a obsahu draslíku, sodíku a aminodusíku v bulvách cukrovky byly zjištěny mezi roky (vliv faktoru vegetačního období) a mezi třemi testovanými lokalitami (vliv faktoru půdní charakteristika) ve všech třech pokusných letech. Aplikace ESFF zvýšila koncentraci sacharózy o 0,25, 0,20 a 0,26 % ve vegetačním období let 1995, 1996 a 1997. Výnos cukru se zvýšil výrazně na 0,40 t/ha ve třetím roce. Zlepšení kvality bulv, týkající se poklesu obsahu aminodusíku, bylo zaznamenáno až ve druhém roce. ESFF byl účinný, co se týká rostoucích koncentrací cukru, v půdních podmínkách, které vykazují mírnou zásobu hořčíku. Vegetační období 1997 bylo pro růst cukrovky příznivé. Za těchto okolností ESFF průkazně ovlivnil stravitelnost (15,18 a 15,44 % pro kontrolu, resp. ESFF), výnosy bulv cukrovky (55,16, resp. 57,38 t/ha), výnosy cukru (7,12, resp. 7,52 t/ha) a obsah draslíku v bulvách (3,83, resp. 3,95 mmol/100 g bulvev). Obsah sodíku a aminodusíku nebyl působením ESFF ovlivněn. Stres ze sucha v roce 1995 byl v úzké korelaci s nižším obsahem sacharózy (12,38 %) ve srovnání s vegetačním obdobím roku 1996 (15,10 %) a 1997 (15,31 %). Na základě našich tříletých výzkumů lze doporučit foliární aplikaci síranu hořečnatého u cukrovky jako běžný pěstební postup, zvláště za podmínek mírné zásoby hořčíku nebo síry.

Klíčová slova: cukrovka; polní pokusy; foliární hnojení; síran hořečnatý; východní Chorvatsko

INTRODUCTION

Sugar beet growing area in Croatia is mainly situated in its Eastern continental part (Slavonia and Baranya province) because of relative favorable soil and climate conditions. According to the data of Croatian Sugar

Beet Producers Association, sugar beet harvested area in Croatia and sucrose contents (five-year means) were as follows: 27.850 ha and 15.41%, 14.200 ha and 14.03%, for the period 1981 to 1990 and 1991 to 1995, respectively (Kristek et al., 1998). Great differences of sugar beet growing area are influenced by war escala-

tion in Croatia. In general, tendency of lower digestion (yield) decreasing in the last years is possible to partly explain by climatic changes (hot stress) under European environmental conditions (Kristek et al., 1998). Also, in the period of last a few years, fertilizer use in eastern Europe has tremendously declined. Nutrient imbalances in arable crops and accompanying manifestations characterizing increasing stress susceptibility, disease and pest incidence could be in connection with low fertilizers use (Andres, 1996; Krauss, 1997). By results of field experiments with magnesium fertilizers Epsom salt ($MgSO_4 \cdot 7 H_2O$) and kieserit ($MgSO_4 \cdot H_2O$) and conducted in some European countries have been shown excellent effects of magnesium sulphate on yield of different crops (Uebel, 1999), for example sugar beet (Orlovius, 1992; Birkmann, 1996; Grzebisz, 1997; Kulchar, Debreczeni, 1998), sunflower, potato and legumes (Loch, 1992) and cereals (Czuba, 1992). We presume that sugar beet digestion is possible partly increase by adequate fertilization practice, including Epsom salt ($MgSO_4 \cdot 7 H_2O$) foliar fertilization (ESFF). This study includes our three-year experiences, which were partially published in form of abstract (Kristek et al., 1998) and short communications (Kristek et al., 1997).

MATERIAL AND METHODS

Field experiments

In total three field experiments including different sugar beet hybrids were conducted on soils situated on three areas (Osijek = Os, Djakovo = Dj and Donji Miholjac = DM) in Eastern Croatia for three growing seasons from 1995 to 1997. The field trials were conducted in four replications for the 1995 and 1996, and eight replications for the 1997. Each experimental plot measured $10 m^2$ (two 10-m rows; interrow spacing 50 cm). In the 1995 and 1996 for two replications were applied Epsom salt foliar fertilization (ESFF): $MgSO_4 \cdot 7 H_2O$,

5% w/v solution, 400 L/ha; two applications in ten-day interval in June (total 6.4 kg MgO and 4.6 kg S/ha in both applications), while two remaining were used as a control. For the 1997 growing season ESFF was made with four replications and remaining four were used as a control. In total 13 sugar beet hybrids were tested for the 1995 and 1996 growing seasons and 19 hybrids for 1997 growing season. For this reason, data presenting sugar beet response to Epsom salt are mean values from 26 (for 1995 and 1996) and 76 (for 1997) individual results of each experiment.

Sampling and sample analysis

Sugar beet roots from entire experimental plot were used for root yield and chemical analysis. Analyses of sugar beet root samples were made in Osijek Sugar Beet Breeding Institute by using Venema equipment (Venema Automation bv, Groningen, Holland). Sucrose contents were determined polarimetrically, root K and Na plamenfotometrically and amino-N contents colorimetrically by using Venema Autoanalyser Typ IIG. Parameters for determination have been described by corresponding instructions (1990).

Soil testing was made by EUF method as part of the project for improvement of sugar beet production (internal data of Osijek Sugar Beet Breeding Institute). Soil samples to 30 cm of depth were collected in autumn of previous year and N, P and K fertilization was made based on recommendation in accordance with soil nutrient status.

Soil characteristics

Soil types similar characteristics as eutric cambisol (brown soil) are mainly in use for sugar beet growing in Croatia. In general, the used soils for the field trials are suitable for sugar beet growing, except the soil of

I. Chemical properties of soils

Year	Soil (S)* designation	pH (KCl)	Humus (%)	EUF-fraction 20 °C/200 V							
				mg/100 g of soil					ppm		
				Mg	Ca	K	Na	P	Fe	Mn	Zn
1995	S1-95 Os	6.30	2.07	3.58	23.4	10.3	2.51	1.84	–	–	–
	S2-95 Dj	5.30	1.90	3.22	6.53	5.65	2.23	0.71	1.98	0.87	1.29
	S3-95 DM	6.00	1.99	4.74	35.1	9.01	2.91	1.63	1.84	4.15	2.80
1996	S4-96 Os	5.80	1.20	3.75	27.8	5.81	4.43	0.85	0.42	0.75	1.38
	S5-96 Dj	7.04	2.60	4.35	44.7	4.14	15.42	1.89	0.42	0.15	1.55
	S6-96 DM	6.42	2.40	4.42	47.0	9.22	0.55	1.69	0.60	0.33	1.03
1997	S7-97 Os	5.40	2.30	5.24	19.3	5.36	5.93	1.67	0.44	0.32	0.36
	S8-97 Dj	5.46	2.66	3.57	20.8	7.27	3.34	1.63	1.07	0.95	0.84
	S9-97 DM	5.40	1.70	2.63	15.0	5.53	1.58	0.79	1.23	0.63	1.62

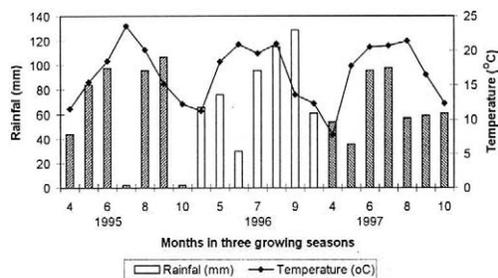
* Osijek (Os), Djakovo (Dj) and Donji Miholjac (DM) area

Djakovo area used for the 1995 growing season (Tab. I). Low sugar beet yields on this location cannot be explained by the soil test performed. We used two studies for interpretation of EUF soil test data (Nemeth, Rex, 1980; Wicklicky, 1982). For example, EUF-Mg-20 °C above 3 mg Mg/100 g and EUF-K-20 °C 11 to 15 mg K/100 g soil are required for optimal sugar beet nutrition.

Weather characteristics

In general, rainfall and air-temperature regimes (Fig. 1) were favorable for 1996 and 1997 growing season. Drought and hot stresses characterized 40 day period of

intensive growth of leaves (from 30 June to 9 August 1995: 26 mm rainfall and 21.2 °C average air-temperature (Weather Bureau Osijek). Under stress conditions, leaves necrosis developed and part of supply of sucrose was spent for their subsequently regeneration. At the same period of 1996 and 1997, weather conditions were normal. The growing season 1997 was especially favorable for sugar beet growing. Rainfall quantities in the period April to October in Osijek was 433 mm, 573 mm and 461 mm, for 1995, 1996 and 1997, respectively (30-year mean: 444 mm), while analogous data for air-temperature were as follows: 16.6, 16.7 and 16.7 °C (30-year mean: 16.5 °C).



1. Rainfall and mean air temperature in three growing seasons 1995, 1996 and 1997 (the data of Osijek, Weather Bureau)

RESULTS AND DISCUSSION

Sugar beet yields, sucrose, potassium (K), sodium (Na) and amino-nitrogen (amino-N) contents in sugar beet roots were under considerable environmental influences (Tabs. II and III, Figs. 2 and 3). Also, tested properties are in different degrees connected with ESFF treatment (Tab. III). In general, significant differences of sucrose concentrations, yields (root and technological sugar), as well as K, Na and amino-N status in sugar beet root were found among years of testing (influences of factor growing season) and among three tested localities (influences of factor soil characteristics) in all three years of testing. Also, by ESFF increased sucrose

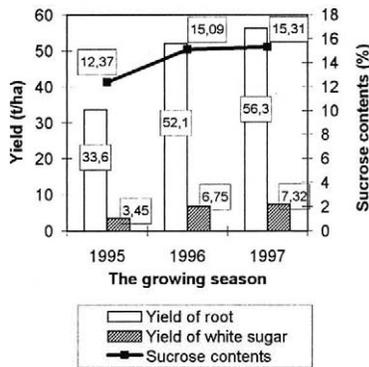
II. Sugar beet status as affected by soil (A) and foliar application of Epsom salt (B); mean values of different sugar beet hybrids

Year	Treatment designation	Yield (t/ha)		Sucrose (%)	mmol/100 g (sugar beet)		
		root	sugar		K	Na	amino-N
1995 (total 13 hybrids)	A1 (soil 1-95 Os)	38.5	3.7	12.09	3.91	1.71	3.09
	A2 (soil 2-95 Dj)	16.8	1.3	10.82	3.92	3.84	1.34
	A3 (soil 3-95 DM)	45.6	5.4	14.23	4.10	1.53	1.43
	LSD A 5%	3.9	0.4	0.23	0.13	0.15	0.15
	B1 (control)	33.4	3.4	12.25	3.95	2.37	1.91
	B2 (Epsom salt)	33.8	3.5	12.50	4.00	2.36	1.91
	LSD B 5%	ns	ns	0.19	ns	ns	ns
1996 (total 13 hybrids)	A1 (soil 4-96 Os)	54.1	6.7	14.61	4.38	0.80	1.30
	A2 (soil 5-96 Dj)	42.4	5.5	14.85	3.04	1.15	1.43
	A3 (soil 6-96 DM)	59.5	8.0	15.81	4.42	0.96	2.08
	LSD A 5%	0.7	0.1	0.15	0.09	0.10	0.17
	B1 (control)	52.1	6.8	14.99	3.95	1.00	1.69
	B2 (Epsom salt)	52.0	6.7	15.19	3.95	0.94	1.52
	LSD B 5%	ns	ns	0.09	ns	ns	0.06
1997 (total 19 hybrids)	A1 (soil 7-97 Os)	62.87	8.10	15.40	4.33	1.53	2.43
	A2 (soil 8-97 Dj)	53.0	6.79	14.74	2.87	1.21	2.62
	A3 (soil 9-97 DM)	52.93	7.06	15.81	4.47	1.19	1.97
	LSD A 5%	2.51	0.45	0.38	0.31	0.15	ns
	B1 (control)	55.16	7.12	15.18	3.83	1.32	2.48
	B2 (Epsom salt)	57.38	7.52	15.44	3.95	1.29	2.45
	LSD B 5%	0.84	0.13	0.08	0.04	ns	ns

III. Sugar beet status as affected by interactions between soil properties (A) and foliar application of Epsom salt (B); mean values of different sugar beet hybrids

Year*	Treatment designation	Yield (t/ha)		Sucrose (%)	mmol/100 g (sugar beet)		
		root	sugar		K	Na	amino-N
1996 (total 13 hybrids)	A1B1	54.6	6.7	14.36	4.39	0.89	1.39
	A1B2	53.7	6.8	14.86	4.37	0.71	1.21
	A2B1	41.0	5.3	14.81	3.13	1.13	1.52
	A2B2	43.8	5.7	14.89	2.96	1.18	1.35
	A3B1	60.6	8.1	15.81	4.32	0.98	2.15
	A3B2	58.4	7.8	15.82	4.53	0.94	20.1
	LSD AB 5%	ns	0.4	0.17	ns	ns	0.11
1997 (total 19 hybrids)	A1B1	63.01	8.16	15.43	4.31	1.44	2.39
	A1B2	62.73	8.03	15.36	4.35	1.61	2.46
	A2B1	51.15	6.47	14.58	2.84	1.22	2.65
	A2B2	54.85	7.11	14.89	2.90	1.20	2.59
	A3B1	51.31	6.71	15.53	4.34	1.31	2.37
	A3B2	54.54	7.40	16.08	4.60	1.07	2.27
	LSD AB 5%	1.46	0.22	0.14	0.07	0.08	0.10

* non-significant differences of AB interactions in the first year of testing (1995)

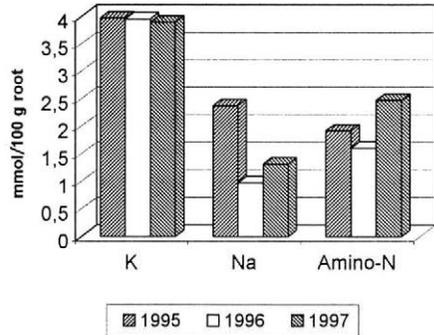


2. Influence of growing season on yields (t/ha) and sucrose contents (%) of sugar beet

concentration for 0.25, 0.20 and 0.26%, for the growing seasons 1995, 1996 and 1997, respectively. However, sugar yield significantly increased in amount of 0.40 t/ha only in the third year of testing. Also, improvement of root quality concerning amino-N contents decreasing were found only in the second year of testing. Amino-N is harmful N and it is in connection with lower technological quality of sugar beet root because of disturbance in sucrose crystallization (Burba, 1996).

ESFF was especially effective in increasing sugar concentrations under soil conditions characterizing moderate Mg supplies (for example, S4-96, S8-97 and S9-97).

In general, degree of ESFF influences on yield and quality of sugar beet is more expressed under more favorable weather conditions (Andres et al., pers. com-



3. Influence of growing season (1995, 1996 and 1997) on potassium, sodium and amino-N contents (mmol/100 g root) of sugar beet

mun.). The growing season 1997 was especially favorable for sugar beet growing. Under these favorable conditions, ESFF significantly influenced a digestion (15.18 and 15.44%, for control and ESFF, respectively), sugar beet root yields (55.16 and 57.38 t/ha, respectively), sugar yields (7.12 and 7.52 t/ha, respectively) and root K contents (3.83 and 3.95 mmol/100 g of root, respectively). However, Na and amino-N contents were not affected at ESFF treatment (Tab. II).

Drought stress in 1995 was in close connection with the lower sucrose contents (12.38%) in comparison with the 1996 (15.10%) and 1997 (15.31%) growing seasons (Fig. 2).

Properties of sugar beet were in close connection with inheritance, because under identical environmental conditions, there were found significant differences among sugar beet genotypes (Rastija, 1997). For exam-

ple, in the 1997 growing season (Kristek et al., 1998), they were in ranges from 14.81 to 16.00% (sucrose), from 49.48 to 60.54 t/ha (root yield) and from 6.18 to 8.23 t/ha (technological sugar yield), while root composition was in ranges from 3.47 to 4.48 mmol/100 g (K), from 1.09 to 1.56 mmol/100 g (Na) and from 2.00 to 2.96 mmol/100 g of root (amino-N).

According to experience based on field trials in some European countries, Epsom salt is an ideal fertilizer for covering of Mg and S needs at critical stages of plant growth by foliar application (Uebel, 1999). It is in use exclusive as individual fertilizer and with low expense as foliar fertilizer often in combination with pesticides. The application is possible profitable insurance against yield decrease risk and loss of quality. Kieserite ($MgSO_4$) as soil fertilizer is especially suitable for basic supply of plants with magnesium and sulphur. Yield increases between 6 and 15% under soil conditions average Mg supply and between 2 and 8% on soil with high and very high Mg supplies. However, on soils characterizing Mg and S deficiency they were observed yield increases above 10% (Uebel, 1999).

Results of field trials showed remarkable effects of $MgSO_4$ fertilization on increase of yield of crops in Germany depending on the Mg supply status of soil. Mean increments of yield between 6 to 15% on soils with medium Mg supply and 2 to 8% on soils with high and very high Mg supplies have been observed. The highest effects of yield increases between 13 and 23% were found at soils with low and very low Mg content (Hundt, Kerschberger, 1991). By ESFF at stage of leaves covering, sucrose yield in sugar beet was increased from 1.07 t/ha (control) to 1.12 and 1.17 t/ha, by application of 5 and 10% solution, respectively (Birkmann, 1996).

Good effects of ESFF on yield and quality on sugar beet were found in Poland (Grzebisz, 1997) and in Hungary (Kulchar, Debreczeni, 1998). Orlovius (1992) reported positive response of sugar beet to ESFF (total seven trials) in Rhainlad and Rheintal regions in Germany. Depending on trial, sugar yields were increased from 0.4 to 1.0 t/ha, while sucrose concentration was increased by mean 0.3% as affected by ESFF. Also, positive effects of ESFF were observed with sunflower, potato and legumes in Hungary (Loch, 1992).

Mg uptake is unlike K and P uptake not finished at flowering stage, therefore were observed high effects of ESFF at the end of flowering state on yield of cereals in Poland (Czuba, 1992). In general, only 15% of arable land in Poland have a natural high Mg content because of prevailing light sandy soils of diluvial origin, especially in an area with a relatively high rainfall (Uebel, 1999).

CONCLUSIONS

In general, ESFF influenced sugar beet yields and quality, especially sugar (sucrose) contents, but envi-

ronment conditions (weather and soil characteristics) were found as the most important factors. Based on our three-year experiments, we would recommend foliar spraying of sugar beet with Epsom salt as usual crop management practice, especially under conditions of moderate soil-Mg and/or S supply. However, for achievement of more reliable conclusions, these investigations will be continued.

Acknowledgement

These investigations initiated and supported Dr. Ernst Andres and Dr. Eberhardt Uebel, Kali und Salz GmbH, Kassel, Germany.

REFERENCES

- Andres E. (1996): Nutrient supply and fertilizer use in Eastern Europe. *Rostl. Vър.*, 42: 91–96.
- Birkmann K. H. (1996): Magnesium und Schwefel über Blatt – Blattdüngung mit Bittersalz, Risikoversicherung gehen Ertragsverlust und Qualitätsabfall. *Pflüg. Spät.*, 44: 4–5.
- Burba M. (1996): Der schädliche Stickstoff als Kriterium der Rubenqualität. *Zuckerindustrie*, 121: 165–173.
- Czuba R. (1992): Versorgung und Düngung mit Magnesium in Polen. [Expertise.] Wrocław, Inst. Crop Prod. Fertil. Soil Sci.
- Grzebisz W. (1997): Fertilization for obtaining high quality roots of sugar beets. [Report.] Poznań, Agric. Univ.
- Hundt J., Kerschberger M. (1991): Magnesium und Pflanzenwachstum. *Kali-Briefe, Buntehof*, 20: 539–552.
- Krauss A. (1997): Regional nutrient balances with view to sustainability of soil fertility and safeguarding natural resources. In: 11th Wld Fertil. Congr. CIEC, Fertilization for sustainable plant production and soil fertility, Gent, vol. 1: 312–324.
- Kristek A., Andres E., Kovačević V., Liović I., Rastija M. (1997): Response of sugar beet to foliar fertilization with Epsom salt ($MgSO_4 \cdot 7 H_2O$). In: Ando T. et al. (eds.): Plant nutrition – for sustainable food production and environment. Japan, Kluwer Acad. Publ.: 939–940.
- Kristek A., Rastija M., Magud Z. (1998a): Status and perspective of sugar beet growing in Croatia. In: Zima M., Bartošová M. L. (eds.): 5th Congr. Eur. Soc. Agron. Nitra, Short Commun., vol. 1: 111–112.
- Kristek A., Uebel E., Kovačević V., Rastija M., Liović I. (1998b): Influence of sugar beet fertilization with magnesium sulphate on root yields and quality. In: Bk Abstr. 6th Eur. Magnesium Congr. Budapest.
- Kulchar L., Debreczeni K. (1998): Bericht über Ergebnisse von Zuckerrübendüngungsversuchen (1995–1998). *Keszthely, Pannon Univ. Agric. Sci.*
- Loch, J. (1992): Information über den Nährstoff Magnesium. [Report.] Debrecen, Agric. Univ.
- Nemeth K., Rex M. (1980): Einfluss der Mächtigkeit des durchwurzelbaren Raumes auf die K-Düngerwirkung. *Landwirtsch. Forsch.*, 37: 633–644.

- Orlovius K. (1992): Blattdüngungsversuche mit Bittersalz zu Zuckerrüben. Zuckerrübe: 8–9.
- Rastija M. (1997): Genetical aspects of mineral nutrition of parental compounds of sugar beet hybrids. Ph. D. Thesis, Univ. J. J. Strossmayer Osijek. (In Croatian)
- Uebel E. (1999): Yield and quality increases by magnesium fertilization – results of field experiments in some European countries. Poljoprivreda, 5: 47–53.
- Wicklicky, L. (1982): Application of the EUF procedure in sugar beet cultivation. Pl. Soil, 64: 115–128.
- Venema Automation bv, Groningen, Holland (1990): Bedienungsanleitung Venema Analyser Typ IIG.

Received on May 4, 1999

Corresponding author:

Prof. dr. Andrija Kristek, Institut za šećernu repu, M. Divalta 320, HR-31103 Osijek, Croatia, tel.: +385 31 50 57 22, fax: +385 31 50 61 61, e-mail: vladkov@jagor.srce.hr

YIELD POTENTIAL AND STABILITY IN SELECTED WINTER WHEAT LANDRACES AND OBSOLETE CULTIVARS OF EUROPEAN ORIGIN

VÝNOSOVÝ POTENCIÁL A JEHO STABILITA U VYBRANÝCH EVROPSKÝCH KRAJOVÝCH A STARÝCH ODRŮD OZIMÉ PŠENICE

L. Dotlačil¹, J. Hermuth¹, V. Tisová², J. Brindza³, F. Debre²

¹Research Institute of Crop Production, Prague-Ruzyně, Czech Republic

²Research Institute of Plant Production, Piešťany, Slovak Republic

³Slovak Agricultural University in Nitra, Slovak Republic

ABSTRACT: Productivity of selected European landraces and obsolete cultivars of winter wheat (31 accessions) was estimated in field trials in six environments (two years and three sites) with four modern cultivars as checks. Yield, its stability and response to range of environments were estimated with the aim to characterize the differences between old and modern cultivars and specify valuable landraces and obsolete cultivars. Mean yield of four modern cultivars was by 51% higher than in landraces and obsolete cultivars, best old cultivar Zarja reached 77% of the yield of best modern cultivar Astella. Eleven old cultivars provided mean yields over 4.0 t.ha⁻¹, local cultivars Bílá od Dukovan, Vouska z Třemošnice, Židlochovická jubilejní osinatá and Chlumecká 12 belonged to this group. Years and especially sites had significant influence on yields, however, impact of these factors was lower in landraces and obsolete cultivars than in modern cultivars. Also relative yields of old cultivars when compared to modern cultivars had clearly increasing trend in environments with lower mean yields. This indicates that landraces and obsolete cultivars could better compensate adverse conditions of environment and provided better yield stability, of course on lower level of yield potential than modern cultivars. Also results of regression analysis confirmed much stronger mean response of modern cultivars to environment ($b = 1.63$) when compared to the mean response of old cultivars ($b = 0.87$). Different response to environments can be found also within the landraces and obsolete cultivars. Some of these cultivars, similarly as modern ones, strongly respond to environments (e.g. Bílá od Dukovan, Brauner Fuchs, Barbu du Maconnais, Baltischer Winterweizen and Gammel Svensk Landhvetde). On the contrary, cultivars with extremely flat reaction ($b = 0.73$) were Dolis-Puri 35/4 and Hatvani 5612. Cultivars with this broad general adaptation could provide better results in on farm conservation or in low input growing systems. Among old cultivars of Czech origin Židlochovická jubilejní osinatá and Chlumecká 12 showed broad adaptation, similar was also cultivar Vouska z Třemošnice, but its response to environment was more balanced.

Keywords: winter wheat; landraces and obsolete cultivars; productivity; yield stability; response to environment

ABSTRAKT: V polních pokusech byla v šesti prostředích (dva ročníky, tři stanoviště) hodnocena produktivita vybraných krajových a starých odrůd ozimé pšenice z evropského regionu (31 původních odrůd, čtyři moderní odrůdy byly zařazeny jako kontrolní). Byl zjišťován výnos zrna, jeho stabilita a reakce na podmínky pěstování; cílem bylo charakterizovat rozdíly mezi starými a moderními odrůdami a nalézt cenné genotypy mezi krajovými a starými odrůdami. Průměrný výnos čtyř moderních odrůd byl o 51% vyšší než průměr krajových a starých odrůd, nejvýnosnější stará odrůda Zarja dosáhla 77% průměrného výnosu nejvýkonnější moderní odrůdy Astella; 11 starých odrůd překonalo výnosovou úroveň 4,0 t.ha⁻¹, mezi nimi domácí odrůdy Bílá od Dukovan, Vouska z Třemošnice, Židlochovická jubilejní osinatá a Chlumecká 12. Výnosy zrna byly výrazně ovlivněny ročníkem a zejména stanovištěm. Vliv těchto faktorů se projevil méně u krajových a starých odrůd než u odrůd moderních. Také relativní výnosy starých odrůd měly ve srovnání s kontrolními odrůdami vzrůstající trend v prostředích s nižší výnosovou úrovní, což naznačuje, že krajové a staré odrůdy byly lépe schopny kompenzovat nepříznivé podmínky prostředí a vykazovaly vyšší stabilitu výnosů, ovšem na nižší výnosové úrovni než moderní odrůdy. Jak ukazují výsledky regresní analýzy, mnohem výraznější reakci na prostředí měly moderní odrůdy ($b = 1,63$) ve srovnání s průměrnou reakcí starých odrůd ($b = 0,87$). Různá reakce na prostředí však byla zjištěna i u starých odrůd. Některé z těchto odrůd reagovaly velmi výrazně jako odrůdy moderní (např. Bílá od Dukovan, Brauner Fuchs, Barbu du Maconnais, Baltischer Winterweizen a Gammel Svensk Landhvetde). Naopak odrůdy Dolis-Puri 35/4 a Hatvani 5612 vykázaly velmi nízkou reakci na prostředí ($b = 0,73$). Odrůdy se širokou adaptací mohou poskytnout lepší výsledky při tzv. on farm konzervaci nebo při pěstování v systémech s nízkými vstupy. Mezi starými českými odrůdami mají k tomuto typu blízko Židlochovická jubilejní osinatá a Chlumecká 12, podobně, ale s vyváženou odezvou na prostředí reagovala i Vouska z Třemošnice.

Klíčová slova: ozimá pšenice; krajové a staré odrůdy; produktivita; výnosová stabilita; reakce na prostředí

INTRODUCTION

Landraces have arisen through combination of natural selection and selection performed by farmers (Belay et al., 1995) and old bred cultivars often originated from selections in landraces or landraces were used as parents in crosses (Bareš, Dotlačil, 1990). Landraces and obsolete cultivars derived from them are usually well-adapted to the climate and soil conditions of regions where they were bred and they are tolerant to the locally appearing stresses (Tahir et al., 1988; Li et al., 1997). Kato, Yokoyama (1992) studied adaptation of wheat landraces in earliness, photoperiodic response and vernalization requirement. Wide varietal variation and adaptation to the conditions where landraces have been selected were found. Also Tesemma et al. (1998) have referred on better adaptation to local conditions and good plasticity of landraces. As a result, good yield stability is often considered as a typical character of landraces.

There is of course difference in the yield potential between old and modern cultivars, which represents the progress through breeding. As Mac Key (1993) estimated, the genetic gain given as a percentage of increase in grain yield since 1898 was for winter wheat 49%, that is the highest one among analyzed crops. However, some landraces and obsolete cultivars can provide relatively good yields in specific conditions. Shroyer, Cox (1993) found old cultivars that showed relatively good yields when compared to modern varieties, especially in low-input conditions. Also Elings (1993) confirmed in some durum wheat landraces relatively good productivity on lower fertilization levels. Bekele et al. (1992) referred on performance of local, old bred and released wheat varieties in nine locations in Ethiopia. Significant cultivar \times yield interactions were observed and old cultivars proved adaptability in some specific environments only. On the basis of these general knowledge possible utilization of landraces and obsolete cultivars in low-input systems and organic farming systems has been discussed (Brush, Meng, 1998). Also on farm conservation of landraces is lately introduced (Brush, 1995), where selected landraces are grown in conditions similar to those under which they were bred to allow their further development.

MATERIAL AND METHODS

The estimation of yield potential and its stability was performed in 31 European winter wheat landraces and obsolete cultivars which were selected on the basis of preliminary three-year field experiments with 121 accessions. Cultivars were screened which proved relatively good productivity and specific grain quality. Four modern cultivars released in Czech Republic and/or Slovak Republic were used as a check (Astella, Ilona, Samanta and Šárka represent different types of wheat). Among 31 old cultivars there were six cultivars originating from Czech and Slovak territory (Bílá od Dukov-

van, Chlumecká 12, Slovenská 777, Slovenská B, Vouska z Třemošnice and Židlochovická jubilejní osinatá).

Yield was estimated in field trials on three locations, one of them was in Czech Republic (Praha-Ruzyně) and two in Slovak Republic (Piešťany, Nitra). Experiments were sown in three randomized blocks on micro-plots 3 m², using standard growing techniques. During vegetation neither fertilizers nor growth retardants were used. After harvest the grain yield per plot was calculated on 14% moisture content.

ANOVA was used to estimate influence and interactions of environmental factors and cultivars. Yield variability was evaluated by coefficient of variation (*c.v.*) and mean deviation (*s*) whereas responses of cultivars to environment were calculated by Finlay, Wilkinson (1963) and Eberhart, Russel (1966) using linear regression of yields of particular cultivars over the range of environments to mean yield values of all evaluated cultivars in these environments.

RESULTS AND DISCUSSION

As it could be envisaged all modern check cultivars proved much higher productivity than old landraces and cultivars. When we have analyzed mean yields over all environments the modern cultivars provided grain yields between 5.51 t.ha⁻¹ (Ilona) and 6.12 t.ha⁻¹ (Astella), mean value of check cultivars was 5.85 t.ha⁻¹, that is 142.0% to the mean value of all cultivars and 151.2% to the mean value of 31 landraces and obsolete cultivars tested. This indicates that the gain through breeding relevant to materials tested was 51%, what is very close to estimations of Mac Key (1993) who found 49% yield increase. Local origin of cultivars should be advantageous for their better adaptation to local conditions and appearing stresses (Belay et al., 1995; Li et al., 1997; Tahir et al., 1988), therefore, we also offer comparison of six old Czech and Slovak cultivars to the modern ones. Their mean yield reached 4.13 t.ha⁻¹, that is the same value as mean yield of all the set of landraces and obsolete cultivars. Even when this result does not support above mentioned statement, cultivars Bílá od Dukovan, Vouska z Třemošnice and Židlochovická jubilejní osinatka provided yields over 4.3 t.ha⁻¹ and they belonged to the six best-yielding old varieties.

Mean yields of all examined cultivars are given in Tab. I. None of old cultivars reached the productivity of presently released ones and most productive of them (Zarja) had yield by 23.2% lower than the best check cultivar (Astella) and by 19.7% lower than mean of check cultivars. Best Czech landrace Bílá od Dukovan had yield 4.61 t.ha⁻¹, that is by 24.7% less than in the best check cultivar. Mean yields over 4.00 t.ha⁻¹ provided also another nine old cultivars, among them three of Czech origin (Vouska z Třemošnice, Židlochovická jubilejní osinatka and Chlumecká 12). Relatively good grain yields proved also Tschermaks weisser Marchfelder (4.47 t.ha⁻¹) and Brauner Fuchs (4.44 t.ha⁻¹). First of

I. Grain yield in selected European winter wheat landraces and obsolete cultivars ($t \cdot ha^{-1}$) and yield variability in six environments (two years, three sites)

Cultivar	Mean yield ($t \cdot ha^{-1}$)	% to the best check cultivar	Mean deviation (s)	Coefficient of variation (c.v.%)	Homogeneity interval (95% Scheffe)
Astella	6.12	100.0	1.44	23.7	x
Šárka	5.92	96.7	1.67	28.3	xx
Samanta	5.85	95.6	1.30	22.2	xx
Ilona	5.51	90.0	1.74	31.5	xx
Zarja	4.70	76.8	1.25	26.7	xxx
Bílá od Dukovan	4.61	75.3	1.29	27.9	xxx
Tschermaks weisser Marchfelder	4.47	73.0	0.99	22.2	xxx
Brauner Fuchs	4.44	72.5	1.62	36.6	xxx
Vouska z Třemošnice	4.39	71.7	0.99	22.6	xxx
Židlochovická jubilejní osinatá	4.31	70.4	0.99	22.9	xxx
Dolis-Puri 35/4	4.28	69.9	0.88	20.5	xxx
Ukrajinka	4.20	68.6	0.90	21.5	xxx
Tiroler Landweizen (aus Wien)	4.09	66.8	0.90	22.0	xxx
Hatvani 5612	4.04	66.0	0.87	21.4	xxx
Chlumecká 12	4.02	65.7	0.82	20.4	xxx
Austro-Bankut Grannen	4.00	65.4	0.91	22.8	xxx
Stepowa	4.00	65.4	0.84	21.2	xxx
Szekacz 19	3.98	65.0	0.58	14.7	xxx
Slovenská 777	3.93	64.2	0.80	20.4	xxx
Bergland	3.91	63.9	0.70	17.9	xxx
Barbu du Maconnais	3.82	62.4	1.22	31.8	xxx
Barbu du Tronchet	3.76	61.4	0.79	21.2	xxx
Eritrospermum 917	3.71	60.6	0.95	25.6	xxx
Hessische Landsorte	3.66	59.8	0.99	27.2	xxx
No 11 (Sofia)	3.66	59.8	0.62	17.1	xxx
Landvete fran Halland	3.62	59.2	0.72	19.9	xxx
Krymka mestnaja	3.59	58.7	0.64	17.7	xx
Gammel Svensk Landhvetde	3.54	57.8	1.13	31.8	xx
Slovenská B	3.50	57.2	0.99	28.5	xx
Visperterminen 640 E	3.49	57.0	0.76	21.7	xx
Baltischer Winterweizen	3.48	56.9	1.50	43.1	xx
Bartweizen linie a	3.44	56.2	1.01	29.7	xx
Mindeszentpusztai	3.29	53.8	0.63	19.1	x
Limburgse kleine Robe	3.12	51.0	0.63	20.2	x
Automne rouge barbu	3.01	49.2	0.75	25.1	x

them had lower variability of yields ($c.v. = 22.2\%$), similarly as local old cultivars Vouska z Třemošnice and Židlochovická jubilejní osinatá ($c.v. = 22.6\%$ and 22.9% respectively). Lower variability of yields ($c.v. < 20\%$) was found only in few low-yielding old cultivars, among them Hungarian cultivar Szekacz 19 had the most stable yields ($c.v. = 14.7\%$) by the productivity level $3.98 t \cdot ha^{-1}$.

Year and especially site (locality) strongly influenced the yields (Tab. II), the interactions of these two factors had a bit lower importance. Significantly higher yields were in the year 1998 (112% in the mean of all culti-

vars, 128% in modern cultivars and only 110% in landraces and obsolete cultivars when compared to the year 1999). Even greater differences were found among experimental sites. When compared to the lowest mean yield in Piešťany ($3.54 t \cdot ha^{-1}$), slightly higher yields were estimated in Nitra (104% in the mean of all cultivars as well as in modern cultivars and the same value also in old cultivars) and substantially higher in Praha (141% in the mean of all cultivars, 148% in modern cultivars and 140% in old cultivars). These results support the hypothesis that landraces and obsolete cultivars derived from them can compensate unfavorable grow-

Source of variability		Mean yields (t.ha ⁻¹)				F-test
		all examined cultivars (n = 35)	modern cultivars (n = 4)	landraces and obsolete cultivars (n = 31)		
				t.ha ⁻¹	% to the modern cultivars	
Year	1998	4.36	6.61	4.07	62	75.2 *
	1999	3.88	5.17	3.71	72	
Site	Piešťany	3.54	4.98	3.35	67	381.8 *
	Praha	5.00	7.38	4.69	64	
	Nitra	3.69	5.20	3.50	67	
Site x year	Piešťany 1998	4.01	6.02	3.75	62	56.6 *
	Praha 1998	5.23	7.69	4.91	63	
	Nitra 1998	3.53	5.90	3.22	55	
	Piešťany 1999	3.07	3.93	2.96	75	
	Praha 1999	4.77	7.07	4.47	63	
	Nitra 1999	3.80	4.51	3.71	82	
Mean value		4.10	5.85	3.87	66	28.4 *

* $P > 0.05$

ing conditions and stresses better than modern cultivars (Bekele et al., 1992; Li et al., 1997). It can be demonstrated especially by the lower influence of climate in particular years on the yields of landraces and obsolete cultivars when compared to modern cultivars (difference 1.44 t.ha⁻¹ in modern cultivars and only 0.36 t.ha⁻¹ in landraces and obsolete cultivars). Diverse range of differences between both groups of cultivars in experimental sites (2.40 t.ha⁻¹ in modern cultivars and 1.34 t.ha⁻¹ in old ones) indicates, that also compensation of adverse conditions of locality (soil, nutrients) is better in old cultivars than in modern ones, however, this trend is not so obvious as in differences in years and specific adaptation of landraces and old cultivars to particular sites (conditions) can appear. Better yield stability of old cultivars can be well demonstrated on the mean yields of both groups in particular environments (years x sites), where these cultivars proved maximal difference 1.95 t.ha⁻¹ whereas this difference in modern cultivars was almost double (3.76 t.ha⁻¹). This hypothesis is also supported by the fact that relative yields of old cultivars to modern ones showed clear tendency to higher values in environments with lower mean yields (Tab. II). On the other hand, the different response of modern and old cultivars to growing conditions could be partially explained as poor response of old ones to favorable conditions. Because our experiments were carried out on relatively low level of inputs the effective response of modern cultivars was probably not the main source of differences between both groups of cultivars.

To estimate the relative response of cultivars to different environments linear regression to mean values of these environments has been calculated (Finlay, Wilkinson, 1963). Results are given in Tab. III, where coefficients b characterize the slope of linear regression and coefficients a characterize a level of the trend (y value when $x = 0$). Coefficients of multiple correlation and

determination refer to the extent to which the linear regression can explain existing variability. Also results of this analysis confirmed much higher mean response of modern cultivars to environment ($b = 1.63$) when compared to the mean response of old cultivars ($b = 0.87$). Among old cultivars, balanced mean response ($b = 1.00$) was found in these cultivars of local origin (six cultivars) which provided relatively good results even in less favorable environments ($a = 3.78$). This data can refer on the effective and well-balanced response and adaptation of the group of local (Czech and Slovak) cultivars to environments where experiments were carried out. We obtained similar results also in our earlier work (Dotlačil, Toman, 1991) with 12 diverse wheat cultivars which were tested in nine environments using three different sowing rates (among them was old cultivar Chlumecká 12, which provided comparable results as in this work).

As Tab. III indicates, strong differences in a response to environments can be found not only among groups of cultivars but of course also within the group of landraces and obsolete cultivars. Some of these cultivars, similarly as modern ones, strongly respond to environments (e.g. Bílá od Dukovan, Brauner Fuchs, Barbu du Maconnais, Baltischer Winterweizen and Gammel Svensk Landhvetde). On the contrary, cultivars with extremely flat reaction ($b = 0.73$) were Dolis-Puri 35/4 and Hatvani 5612. Lower estimated b values in some other cultivars cannot be considered as significant (because of low % of determination and significance). Nevertheless, linear regression could explain very high degree of variability in most of cultivars.

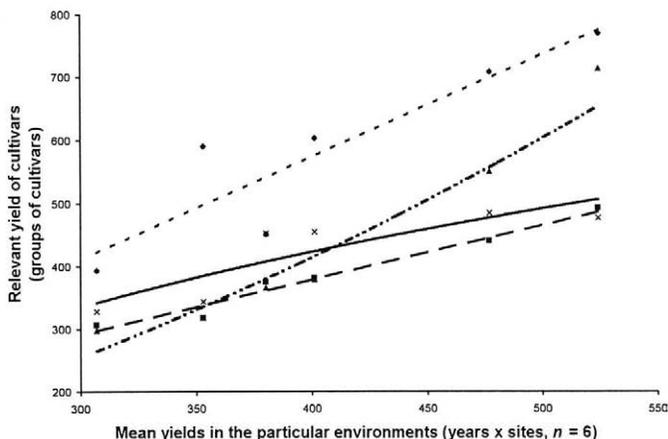
Different response of modern and old cultivars is shown in Fig. 1, where are also given examples of rather distant response in two relatively well-yielding old varieties Brauner Fuchs and Dolis-Puri 35/4. First old cultivar had very similar response as the most responding

III. Linear regression of yields ($t \cdot ha^{-1}$) of particular cultivars (1–35) on the mean yields in six environments ($y = a + bx$; by Eberhart, Russel, 1966)

Cultivar	Regression coefficients		Multiple correlation (R)	Coefficient of determination (R^2) in %	Significance (%)
	a	b			
Astella	0.38	1.42	0.80	64	94
Šárka	-1.95	1.92	0.97	94	99
Samanta	0.29	1.37	0.89	79	98
Iiona	-1.78	1.80	0.83	69	96
Zarja	-0.55	1.28	0.84	71	96
Bílá od Dukovan	-1.22	1.48	0.85	71	97
Tschermaks weisser Marchfelder	0.62	0.94	0.84	70	96
Brauner Fuchs	-3.55	1.95	0.97	93	99
Vouska z Třemošnice	0.11	1.04	0.92	84	99
Židlochovická jubilejní osinatá	0.46	0.95	0.85	73	97
Dolis-Puri 35/4	1.28	0.73	0.84	71	96
Ukrajinka	0.75	0.84	0.91	82	99
Tiroler Landweizen (aus Wien)	0.16	0.95	0.95	91	99
Hatvani 5612	1.06	0.73	0.87	76	98
Chlumecká 12	0.45	0.86	0.83	69	96
Austro-Bankut Grannen	0.69	0.82	0.76	58	92
Stepowa	0.57	0.84	0.81	65	95
Szekacz 19	2.42	0.38	0.58	34	87
Slovenská 777	0.54	0.82	0.84	71	97
Bergland	1.67	0.53	0.74	54	90
Barbu du Maconnais	-2.27	1.48	0.93	87	99
Barbu du Tronchet	0.21	0.86	0.97	94	99
Eritrospermum 917	-0.70	1.07	0.92	84	99
Hessische Landsorte	-1.01	1.13	0.91	82	99
No 11 (Sofia)	2.34	0.32	0.74	54	91
Landvete fran Halland	0.31	0.81	0.96	92	99
Krymka mestnaja	1.58	0.48	0.68	46	86
Gammel Svensk Landhvetde	-1.92	1.34	0.97	94	99
Slovenská B	-0.58	1.00	0.87	75	97
Visperterminen 640 E	4.97	-0.36	0.47	22	58
Baltischer Winterweizen	-4.26	1.87	0.93	86	99
Bartweizen linie a	-1.16	1.10	0.80	65	95
Mindeszentpusztai	2.66	0.16	0.23	5	35
Limburgse kleine Robe	3.47	-0.09	0.12	2	16
Automne rouge barbu	-0.37	0.82	0.87	76	98
Modern cultivars ($n = 4$)	-0.76	1.63	0.91	82	99
Landraces and obsolete cultivars ($n = 31$)	0.29	0.87	0.99	97	99
Local landraces and obsolete cultivars ($n = 6$)	3.78	1.00	0.99	99	99

check cultivar Šárka ($b = 1.95$), of course on the lower yield level ($4.44 t \cdot ha^{-1}$) and by higher variability of yields ($c.v. = 37\%$). Cultivar Dolis-Puri 35/4 had relatively good productivity in less productive environments and increase of yields in favorable conditions was only mild, what is also expressed in lower variability of yields ($c.v. = 21\%$). Both old cultivars had very similar mean yields (difference only $0.16 t \cdot ha^{-1}$). Whereas

cultivars of the first type (Brauner Fuchs) could be considered as adapted to specific environment, the type of response in Dolis-Puri 35/4 indicates broad general adaptation and cultivars of this type could provide good results in on farm conservation or (e.g. if specific quality characters can be utilized) in low input growing systems. Among old cultivars of Czech origin Židlochovická jubilejní osinatá and Chlumecká 12 are similar to this



1. Response to environment in different types of cultivars

- ◆ modern cultivars ($n = 4$)
- all old cultivars ($n = 31$)
- ▲ Brauner Fuchs
- × Dolis-Puri 35/4

type. Also cultivar Vouska z Třemošnice could be mentioned, even when the response to environment was more balanced. Among three local cultivars mentioned only Chlumecká 12 had relatively good grain quality.

Acknowledgement

This research has been carried out with support of the Grant Agency of Czech Republic (GA ČR) in the framework of GA ČR project 521/97/0834 *Diversity and breeding value of landraces and obsolete winter wheat cultivars of European origin*.

REFERENCES

Bareš I., Dotlačil L. (1990): Brief survey of wheat cultivars released in Czechoslovakia in the years 1921 to 1990. *Rostl. Výr.*, 36: 1003–1006. (In Czech)

Bekele G., Hailu G. M., Tesfaye T., Getinet G., Ginkel M. van (1992): Stability of yield and harvest index of improved wheat varieties in Ethiopia. In: Seventh regional wheat workshop for eastern, central and southern Africa: 56–63.

Belay G., Tesemma T., Bechere E., Mitiku D. (1995): Natural and human selection for purple-grain tetraploid wheats in the Ethiopian highlands. *Genet. Res. Crop Evol.*, 42: 387–391.

Brush S. B. (1995): *In situ* conservation of landraces in centers of crop diversity. *Crop Sci.*, 35: 346–354.

Brush S. B., Meng E. (1998): The value of wheat genetic resources to farmers in Turkey. In: Evenson R. E., Gollin D., Santaniello V. (eds.): *Agricultural values of plant genetic resources*. Wallingford, UK, CAB Int.: 97–113.

Dotlačil L., Toman K. (1991): The stability of the yield of different wheat varieties. *Rostl. Výr.*, 37: 33–38. (In Czech)

Eberhard S. A., Russel W. A. (1966): Stability parameters for comparing varieties. *Crop Sci.*, (6): 36–40.

Ellings A. (1993): Durum wheat landraces from Syria III. Agronomic performance in relation to collection regions and landrace groups. *Euphytica*, 70: 85–96.

Finlay K. W., Wilkinson G. N. (1963): The analysis of adaptation in plant breeding programme. *Austral. J. Agric. Res.*, 14: 742–754.

Kato K., Yokoyama H. (1992): Geographical variation in heading characters among wheat landraces, *Triticum aestivum* L., and its implication for their adaptability. *Theor. Appl. Genet.*, 84: 259–265.

Li X. P., Sun F. R., Guo B. H., Liu L. R., Pang Ch. M. (1997): Evaluation of abiotic stress resistance in Hebei winter wheat genetic resources. *Wheat Inform. Serv.*, 85: 1–6.

Mac Key J. (1993): Demonstration of genetic gain from Swedish cereal breeding. *Sver. Utsädesför. Tidskr.*, 103: 33–43.

Shroyer J. P., Cox T. S. (1990): Productivity and adaptive capacity of winter wheat landraces and modern cultivars grown under low-fertility conditions. *Euphytica*, 45: 113–118.

Tahir M., Pashayani H., Miller T. E., Koebner R. M. D. (1988): Characteristics of cultivated landraces and improved varieties of wheat (*T. aestivum* L.) in high altitude areas. *Proc. 7th Int. Wheat Genet. Symp. Cambridge, UK*: 895–900.

Tesemma T., Tsegaye S., Belay G., Bechere E., Mitiku D. (1998): Stability of performance of tetraploid wheat landraces in the Ethiopian highland. *Euphytica*, 102: 301–308.

Received on November 18, 1999

Corresponding author:

Ing. Ladislav Dotlačil, CSc., Výzkumný ústav rostlinné výroby, Drnovská 507, 161 06 Praha 6-Ruzyně, Česká republika, tel.: +420 2 33 02 23 74, fax: +420 2 33 31 06 36, e-mail: dotlacil@genbank.vurv.cz

VLIV ODRŮDY A PĚSTITELSKÝCH OPATŘENÍ NA VÝNOS ZRNA A POTRAVINÁŘSKOU JAKOST OZIMÉ PŠENICE

EFFECT OF CULTIVAR AND CULTURAL PRACTICES ON GRAIN YIELD AND BREAD-MAKING QUALITY OF WINTER WHEAT

V. Šíp¹, M. Škorpík¹, J. Chrpová¹, V. Šottníková², Š. Bártová¹

¹Research Institute of Crop Production, Prague-Ruzyně, Czech Republic

²HybriTech, Monsanto Co., Branišovice, Czech Republic

ABSTRACT: Effect of cultivar and cultural practices on grain yield and grain quality characters was studied in field trials with seven Czech bread wheat cultivars of winter habit (Tab. I) grown at two locations for two years (Tab. II) and with eight variants of treatment during vegetation: additional N nutrition (50 + 50 kg N/ha), application of growth regulator Retacel (2 l/ha) and fungicide Tango (1 l/ha). Cultural practices were applied according to the standard methodology. The results of ANOVA (Tab. III) demonstrated a high effect of cultivar on traits of gluten quality (gluten index and gluten swelling), Zeleny sedimentation volume, falling number and thousand grain weight. In comparison with the effects of location, year and treatments during vegetation, cultivar had a relatively lower effect on protein and wet gluten content and protein and grain yield. The effects of treatment during vegetation were highly significant with the exception of traits falling number and thousand grain weight. Response of cultivars to treatments was found similar. The additional N nutrition had significant positive effect on protein content (increase by 1.55%), wet gluten content, Zeleny sedimentation volume and grain and protein yield, and negative effect evidently on gluten index (Tab. IV, Figs. 1 and 3). On average, N application caused 10.8% increase in grain yield and 27.2% increase in protein yield per 1 ha. The cultivar Vlasta, registered in 1999, had in comparison with older cultivar Regina (registered in 1982) protein yield higher by 11%, which documents better utilization of N nutrients (Fig. 2). The application of growth regulator had positive effect on grain yield only when combined with additional N nutrition, but not in comparison with untreated control variant. Cultivar differences in the response to this treatment had to be taken into account. In general, the application of fungicide did not influence significantly any of the examined traits, but a high resistance of a cultivar to powdery mildew (prevailing disease in these experiments) enabled to omit this treatment (cultivar Vlasta). Evidently in connection with the effects of additional N nutrition, Zeleny sedimentation volume was in all the cultivars significantly positively correlated with protein and wet gluten content (Tab. V). Relatively less dependent on the other examined grain quality traits were falling number and thousand grain weight. Principal component analysis was used to determine the contribution of six traits to the variance in Zeleny sedimentation volume (Fig. 4). First principal component, explaining 51.3% of variation in Zeleny sedimentation volume, was influenced positively by protein and wet gluten content and negatively by gluten swelling and gluten index. Second component (26.5% of variation) reached the highest values in conditions favourable for a high thousand grain weight and gluten swelling and low falling number. The presented results clearly document the importance of adequate N nutrition for obtaining high grain yield in combination with desirable breadmaking quality.

Keywords: bread wheat; grain yield; grain quality characters; genotype and environmental effects; effects of management practices

ABSTRAKT: Vliv odrůdy a pěstitelských opatření na výnos zrna a znaky potravinářské jakosti zrna byl studován v pokusech se sedmi odrůdami ozimé pšenice, pěstovanými ve dvou lokalitách, dva roky, s osmi variantami ošetření během vegetace: kombinace přihnojení N, aplikace růstového regulátoru Retacel a fungicidu Tango. Výsledky analýzy rozptylu ukázaly vysoké ovlivnění genotypem u vlastností lepku, posuzovaných na základě jeho bobtnavosti a gluten indexu, Zeleného sedimentačního testu, čísla poklesu a hmotnosti tisíce zrn. V porovnání s ostatními vlivy byl vliv odrůdy relativně nižší u obsahu bílkovin, obsahu mokrého lepku, výnosu zrna a výnosu hrubých bílkovin. Výsledky jednoznačně prokázaly význam hnojení N pro dosažení vysokého výnosu zrna v kombinaci s požadovanými parametry jakosti zrna. Přihnojení N vedlo ke zvýšení obsahu bílkovin v průměru o 1,55 %, ke zvýšení obsahu mokrého lepku, hodnot Zeleného sedimentačního testu, výnosu zrna o 10,8 % a výnosu hrubých bílkovin o 27,2 %. Výnos hrubých bílkovin byl u odrůdy Vlasta, registrované v roce 1999, o 11 % vyšší než u starší odrůdy Regina. Aplikace růstového regulátoru měla prokazatelný pozitivní účinek na výnos zrna pouze v kombinaci s přihnojením N. Výsledky také dokumentují možnost snížení nákladů na aplikaci růstových regulátorů a fungicidů u současných odrůd. Odrůdově specifická aplikace těchto prostředků v podmínkách intenzivního hospodaření je však nezbytným opatřením pro zajištění stability produkce snížením rizika ztrát při silném výskytu patogenů a ztrát polehnutím porostů. Předloženy jsou rovněž výsledky korelační analýzy a analýzy hlavních komponent s využitím šesti proměnných pro popis proměnlivosti v hodnotách sedimentačního testu podle Zeleného. První hlavní komponenta (C1), vysvětlující 51,3 % celko-

vého rozptylu, vykazovala kladnou korelaci se znaky obsah bílkovin a obsah mokrého lepku a negativní korelaci se znaky bobtnání lepku a gluten index. Pomocí druhé hlavní komponenty (C2) bylo vysvětleno 26,5 % proměnlivosti a její rozměr byl největší v podmínkách, kdy byla dosažena vysoká hmotnost tisíce zrn, vyšší hodnoty bobtnání lepku a naproti tomu nízké číslo poklesu, převážně tedy vlastnosti, které patří mezi ostatní nepřímé ukazatele. Třetí hlavní komponenta (C3), podílející se 11,2 % na celkové proměnlivosti, byla charakterizována nižšími pozitivními příspěvky všech sledovaných proměnných (nejméně gluten index). Analýza hlavních komponent ukázala výrazný pozitivní příspěvek znaků vypovídajících o obsahu lepkových bílkovin, které dosáhly vysokých hodnot v prostředí s vysokou úrovní výživy N.

Klíčová slova: potravinářská pšenice; výnos zrna; znaky potravinářské jakosti; ovlivnění genotypem a prostředím; vliv pěstitelských opatření

ÚVOD

K základním pěstitelským cílům u všech plodin patří dosažení maximální produkce vyhovující kvality. K tomu je nepochybně zapotřebí optimalizovat pěstitelská opatření, a to ekonomicky výhodně a s ohledem na ochranu životního prostředí. Nové odrůdy skýtají vedle vysokého výnosového potenciálu i možnost snížení vstupů a diverzifikace v kvalitě produktů. Odrůdově specifické vlastnosti však dosud v praxi nejsou náležitě využity, a tudíž je detailní odrůdová charakteristika velmi prospěšná (Hazen et al., 1997).

Pšenice je vedle rýže nejpožívanější obilovinou v lidské výživě. Kritéria pro posuzování technologické jakosti zrna odrůd pšenice jsou předmětem mnoha studií, v základě však rozhodují o jakosti zrna znaky vypovídající o obsahu a viskoelastických vlastnostech lepkových bílkovin. K tomu přistupuje posuzování hmotnosti a tvrdosti zrna, vaznosti a výtěžnosti mouky, obsahu minerálních látek a viskozity (aktivity hydrolytických enzymů). Na základě srovnání 46 různých parametrů technologické jakosti uvádějí Branlard et al. (1991), že modifikovaný sedimentační test podle Zelenyho vykazoval největší počet významných korelací s ostatními testy, zatímco výtěžnost mouky, objemová hmotnost a číslo poklesu byly znaky relativně nejméně závislé na ostatních znacích. Velký počet znaků byl významně ovlivněn také obsahem bílkovin v zrnu.

Znaky technologické jakosti zrna jsou ovlivněny jak odrůdou, tak podmínkami stanoviště a ročníků a pěstitelskými opatřeními. Z pěstitelských opatření především hnojení N, ale i K mělo v řepařské oblasti Moravy pozitivní vliv na obsah bílkovin a mokrého lepku, přičemž úroveň těchto znaků byla podstatně více ovlivněna ročníkem než odrůdou (Hubík, 1995). Kontinuálně se na daném stanovišti projevuje především vliv půdních podmínek. Výrazný pozitivní vliv zvyšování dávek minerálních živin, a to zvláště N, na obsah bílkovin a lepku lze očekávat na lehkých půdách s chudší zásobeností živinami (Eder et al., 1995; Vrkoč et al., 1995). Ke slabému snížení obsahu bílkovin může docházet po aplikaci regulátorů růstu, avšak pekařská jakost zrna by při optimální dávce a optimálním termínu zásahu neměla být ovlivněna (Dolgodvorcov et al., 1990). U odrůd náchylnějších k poléhání, pěstovaných v intenzivních podmínkách, patří aplikace růstových regulátorů mezi nezbytná opatření, garantující vedle výnosu i dosažení

potřebné kvality produkce (Webster, Jackson, 1993). Ovlivnění znaků jakosti zrna aplikací fungicidů není jednoznačné a je zřejmě odrůdově specifické. Clark (1993) zjistil po aplikaci fungicidů pozitivní efekt na výnos zrna a specifickou hmotnost zrna, redukcii obsahu bílkovin a nekonzistentní ovlivnění čísla poklesu. Ze znaků technologické jakosti se uvádí relativně nižší ovlivnění prostředím (vyšší heritabilita) u hodnot sedimentačních testů (Matuz, 1998), a tak jsou tyto znaky (SDS či Zelenyho test) nejvíce využívány jako kritéria šlechtitelského výběru na jakost zrna v raných hybridních generacích.

Cílem práce bylo vyhodnotit vliv odrůdy, podmínek stanoviště a ročníku a ošetření porostu během vegetace na vybrané charakteristiky, určující potravinářskou jakost zrna ve vztahu k výnosu zrna u ozimé pšenice.

MATERIÁL A METODY

Charakteristika použitých odrůd je uvedena v tab. I. Výběr probíhal tak, aby byly zastoupeny nové odrůdy, odrůdy rozšířené v praxi, rozdílné v ranosti, morfotypu, výnosových schopnostech, parametrech jakosti zrna a podobně. Vysoce pekařsky jakostní nšl. RU51A, oficiálně zkoušené v pokusech ÚKZÚZ čtyři roky, a vybrané odrůdy ozimé pšenice, zařazené na základě posouzení ÚKZÚZ mezi potravinářské pšenice (Bruta, Samanta, Regina – skupina A; Vlasta, Šárka, Siria – skupina B), byly pěstovány na stanovištích Praha-Ruzyně (řepařská výrobní oblast, půdy hnědozemě, jílovitohlinité, s dobrou zásobou živin, 360 m n. m.) a Humpolec (bramborařská oblast, půdy hnědé, písčitoohlinité, 545 m n. m.) ve vegetačních ročnicích 1996/1997 a 1997/1998. Průběh počasí v letech 1996 až 1998 je uveden v tab. II. Hlavní rozdíly mezi vegetačními ročníky spočívaly v objemu srážek v jarním období. Zatímco pro rok 1997 bylo příznačné poměrně rovnoměrné rozdělení srážek v jarních měsících, v roce 1998 se srážky vyskytly až ve třetí dekádě měsíce května a výrazný srážkový deficit byl zaznamenán v měsíci dubnu, zvláště na stanovišti v Praze-Ruzyni.

Pokusy v jednotlivých lokalitách a ročnicích měly znáhodněné uspořádání, ve třech opakováních s velikostí parcely 10 m². Setí bylo uskutečněno vždy mezi 25. zářím a 2. říjnem, a to bezzbytkovým secím strojem OYJORD, s výsevkem 4,5 mil. klíčivých zrn na 1 ha.

V každém pokusu byly dále kombinovány tři pokusné zásahy při začlenění neošetřené kontrolní varianty (K): N – přihnojení N hnojivem (ledek amonný) bylo rozděleno do dvou dávek, z nichž první byla aplikována brzy zjara jako regenerační (50 kg č. ž. N/ha) a druhá (rovněž 50 kg č. ž. N/ha) na počátku sloupkování rostlin

R – aplikace růstového regulátoru Retacel v dávce 2 l/ha ve fázi objevení praporcového listu

F – aplikace fungicidu Tango (1 l/ha) v optimální fázi s ohledem na výskyt chorob

Varianty pokusu: I. = K, II. = R, III. = F, IV. = R + F, V. = N, VI. = N + R, VII. = N + F, VIII. = N + R + F.

I. Charakteristika sledovaných odrůd ozimé pšenice s průměrnými údaji znaků výška rostliny, odolnost k poléhání a odolnost k padlí travnímu – Characteristics of the examined winter wheat cultivars and means of the traits plant height, resistance to lodging and resistance to powdery mildew

Odrůda ¹	Rok registrace ²	Pekařská jakost ³	Výška rostlin ⁴ (cm)	Odolnost ⁵	
				poléhání ⁶	padlí travní ⁷
Šárka	1997	B	78	9	8,37
Vlasta	1999	B	81	8,7	8,98
Bruta	1994	A	87	8,7	7,60
Regina	1982	A	84	7,9	6,97
Samanta	1993	A	86	8,5	7,25
Síria	1994	B	82	8,8	7,89
RU51A	–	A–E	88	8,9	7,35

E = elitní – elite

A = vysoká – high

B = střední – medium

9 = nejvyšší – the highest

¹cultivar, ²year of registration, ³bread-making quality, ⁴plant height,

⁵resistance to, ⁶lodging, ⁷powdery mildew

Celkově tedy analýzy vycházejí z 32 variant prostředí u každé odrůdy (osm variant ošetření, dva roky a dvě pokusná stanoviště). Předplodinami byly hrách setý na stanovišti v Ruzyni a jetel červený na stanovišti v Humpolci.

Zrno sledovaných odrůd bylo analyzováno na technologickou jakost. Byl zjišťován sedimentační objem testem, který vypracoval Zeleny (1947). Obsah mokrého lepku byl získán na automatickém vypírači a u takto vypraného lepku bylo měřeno jeho bobtnání. Obsah bílkovin jsme stanovili metodou podle Kjeldahla. Gluten index (Perten et al., 1992) byl stanoven na přístroji GLUTOMATIC. Hodnota viskostatetu (číslo poklesu) byla měřena na přístroji Falling Number 1800. K tomu jsou doplněny údaje o výnosu zrna (v přepočtu na vlhkost 15 %) a hmotnosti tisíce zrn a dopočítán výnos hrubých bílkovin na plochu 1 ha. Získané údaje byly statisticky zpracovány programovým vybavením UNIS-TAT.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Výsledky analýz rozptylu, které demonstrují vliv odrůdy, ošetření porostu, stanoviště a ročníku na sledované znaky jakosti zrna, výnos zrna a výnos hrubých bílkovin, jsou obsaženy v tab. III. Porovnání průměrných čtverců ukázalo relativně vysokou genetickou podmíněnost u vlastností lepku, posuzovaných na základě jeho bobtnavosti, gluten indexu a Zeleného testu, jakož i u čísla poklesu a hmotnosti tisíce zrn. Vliv odrůdy byl rovněž vysoce statisticky významný, ale ve srovnání s ostatními sledovanými vlivy relativně nižší u obsahu bílkovin, obsahu mokrého lepku, výnosu zrna a výnosu hrubých bílkovin. Také ošetření porostu se vysoce významně projevilo u většiny znaků, s výjimkou čísla poklesu

II. Průběh počasí v letech 1996, 1997 a 1998 na stanovištích Ruzyně a Humpolec – Weather conditions of the years 1996, 1997 and 1998 at the locations Ruzyně and Humpolec

Měsíc ¹	1996				1997				1998			
	Ruzyně		Humpolec		Ruzyně		Humpolec		Ruzyně		Humpolec	
	teplota ² (°C)	srážky ³ (mm)	teplota	srážky	teplota	srážky	teplota	srážky	teplota	srážky	teplota	srážky
1.	-3,4	3,0	-6,0	16,1	-3,7	11,0	-6,8	15,7	1,3	10,3	-2,8	23,0
2.	-2,9	3,4	-6,1	15,6	3,1	27,1	0,0	32,9	4,3	17,4	1,0	12,8
3.	0,9	3,2	-2,1	29,2	4,9	40,7	2,2	55,3	4,7	27,3	0,0	62,9
4.	9,6	11,2	7,3	56,5	5,8	31,0	3,5	64,6	10,6	7,7	6,0	25,7
5.	13,1	75,6	13,0	78,4	14,0	28,4	13,2	55,6	14,6	29,5	10,9	24,6
6.	17,0	82,2	16,7	71,2	16,6	51,5	16,3	75,1	17,6	97,0	14,5	88,1
7.	16,9	83,2	16,0	97,7	17,4	125,2	17,0	192,0	17,3	57,4	14,6	133,9
8.	18,2	63,4	16,7	73,3	19,0	48,8	18,3	42,0	17,6	35,7	15,4	44,5
9.	11,3	41,0	9,2	48,8	13,7	15,3	13,0	24,5	13,3	78,4	9,0	89,7
10.	9,8	27,9	8,2	54,5	7,2	23,8	4,3	46,1	9,2	69,5	4,7	106,8
11.	5,0	23,9	3,3	35,9	3,4	30,7	1,0	42,0	1,5	36,2	-4,2	46,2
12.	-4,5	14,7	-7,4	32,3	2,0	43,2	-2,0	46,9	0,2	9,5	-6,2	25,6

¹month, ²temperature, ³rainfall

III. Průměrné čtverce analýzy rozptylu pro sledované znaky jakosti zrna a výnos zrna – Mean squares of analysis of variance for the examined traits of grain quality and grain yield

Zdroj variance ¹	df	Zeleného sedimentační objem ²	Obsah bílkovin ³	Obsah mokrého lepku ⁴	Bobtnání lepku ⁵	Gluten index ⁶	Číslo poklesu ⁷ x 10 ⁻³	Výnos hrubých bílkovin ⁸ x 10 ⁻³	Výnos zrna ⁹	Hmotnost tisíce zrn ¹⁰
Odrůda ¹¹	6	1 132,3 ^{xx}	7,85 ^{xx}	88,5 ^{xx}	52,47 ^{xx}	1 022,5 ^{xx}	66,13 ^{xx}	40,1 ^{xx}	7,64 ^{xx}	699,9 ^{xx}
Ošetření ¹²	7	325,8 ^{xx}	20,01 ^{xx}	211,5 ^{xx}	19,99 ^{xx}	867,6 ^{xx}	1,46 ^x	451,3 ^{xx}	7,02 ^{xx}	15,4 ^x
Rok ¹³	1	1 311,4 ^{xx}	63,97 ^{xx}	506,1 ^{xx}	0,29	33,4	0,10	1 256,2 ^{xx}	13,93 ^{xx}	129,7 ^{xx}
Místo ¹⁴	1	1 727,2 ^{xx}	37,16 ^{xx}	408,2 ^{xx}	18,66 ^{xx}	195,4 ^{xx}	22,53 ^{xx}	3 047,8 ^{xx}	121,41 ^{xx}	178,4 ^{xx}
Odrůda x ošetření	42	1,8	0,17	1,2	0,89	56,6 ^{xx}	0,48	1,7	0,10	0,9
Odrůda x rok	6	90,4 ^{xx}	0,94 ^{xx}	4,3	2,87 ^x	82,0 ^{xx}	2,70 ^{xx}	12,3 ^{xx}	1,33 ^{xx}	19,2 ^{xx}
Odrůda x místo	6	28,2 ^{xx}	1,24 ^{xx}	20,5 ^{xx}	4,59 ^{xx}	144,7 ^{xx}	1,19 ^x	9,8 ^x	0,82 ^{xx}	8,0 ^{xx}
Ošetření x rok	7	58,1 ^{xx}	2,61 ^{xx}	27,0 ^{xx}	4,23 ^{xx}	142,1 ^{xx}	0,67	73,1 ^{xx}	1,72 ^{xx}	7,7 ^{xx}
Ošetření x místo	7	19,3 ^x	1,42 ^{xx}	14,6 ^{xx}	1,03	40,5 ^x	0,47	12,7 ^{xx}	1,40 ^{xx}	2,8 ^{xx}
Rok x místo	1	2 758,0 ^{xx}	119,73 ^{xx}	886,6 ^{xx}	21,05 ^{xx}	352,4 ^{xx}	1,30	27,6 ^{xx}	55,34 ^{xx}	59,1 ^{xx}
Chyba ¹⁵	139	9,3	0,29	2,3	0,98	17,9	0,55	3,9	0,13	1,0
Celkem ¹⁶	223	78,4	2,23	20,7	3,36	91,0	2,50	40,7	1,54	22,8

^x P < 0,05^{xx} P < 0,01

¹ source of variation, ² Zelený sedimentation volume, ³ protein content, ⁴ wet gluten content, ⁵ gluten swelling, ⁶ gluten index, ⁷ falling number, ⁸ protein yield, ⁹ grain yield, ¹⁰ thousand grain weight, ¹¹ cultivar, ¹² treatment, ¹³ year, ¹⁴ location, ¹⁵ error, ¹⁶ total

a hmotnosti tisíce zrn, kdy se na základě jednoduše potvornání nepodařilo najít ani jeden statisticky významný kontrast (tab. IV). Z tab. III je dále zřejmé, že se ve všech případech projevil významný vliv stanoviště (v největší míře na výnos zrna, výnos hrubých bílkovin a hodnoty Zeleného sedimentačního testu) a u většiny znaku i vliv ročníku. Vysoký podíl na variabilitě měly (především u znaku Zeleného sedimentačního objemu, obsah bílkovin a obsah mokrého lepku) interakce roku a stanoviště a většinou výsoce významné byly i interakce odrůdy a pokusného ošetření s rokem a stanovištěm. Interakce odrůdy s pokusnými ošetřeními však s výjimkou gluten indexu významné nebyly, což ukazuje podobnou reakci odrůd na jednotlivé pokusné zásady.

Průměrné hodnoty sledovaných znaku pro zkoušené odrůdy, pokusná ošetření, ročníky a stanoviště jsou uvedeny v tab. IV. Jednotlačně bylo možné odrůdy rozčlenit do pěti skupin podle hmotnosti tisíce zrn. Nejvyšší výnos zrna dosáhla odrůda Vlasta, nejvyšší hodnotu většiny znaku jakosti zrna, s výjimkou gluten indexu a čísla poklesu, mělo nšl. RUS1A. Statisticky významný rozdíl ve výnosu hrubých bílkovin (11 %) byl prokázán mezi odrůdou Vlasta (registrovanou v roce 1999) a starší odrůdou Regina (rok registrace 1982). Fenotypové korelace mezi obsahem bílkovin a výnosem zrna byly nevýznamné nebo u odrůd Vlasta a Stria dokonce významně pozitivní (tab. V). Výsledky šlechtitelského programu CIMMYT (Ortiz-Monasterio et al., 1997) dokládají, že u moderních krátkostebelých odrůd pšenice nedochází v podmiňkách optimální výživy N při vysokém výnosu zrna k poklesu obsahu bílkovin. Významná pozitivní korelace mezi obsahem bílkovin a výnosem zrna svědčí o zvýšené translakaci N do zrna a pravděpodobně i efektivnější užití této živiny, což patří k významným šlechtitelským cílům (Pena, 1996).

Tab. IV dokládá na základě porovnání průměrných hodnot významnosti ovlivnění všech znaku pokusným stanovištěm a většiny znaku též ročníkem. Ve sledovaných ročnících se nelišily průměrné hodnoty znaku čísla poklesu, gluten index a bobtnání lepku. Znaky čísla poklesu a hmotnosti tisíce zrn nebyly ovlivněny pokusným ošetřením a vliv odrůdy u těchto znaku výrazně převládá. Dominantní vliv genotypu na čísla poklesu (vysokotest) dokazuje též ve svých pokusech Hubík (1995). Pro čísla poklesu je uváděna relativně vysoká dědičnost a nízké ovlivnění interakcemi genotypu s prostředím (Peltonen-Sainio, Peltonen, 1993; Trehovan, 1995).

Jednotlačně se efekt přínosnosti N projevil ve zvýšení obsahu hrubých bílkovin, obsahu lepku a výnosu zrna hrubých bílkovin, což dokládá řada prací, v našich podmínkách např. Hubík (1995). Efekt přínosnosti N na výnos zrna v interakci s ročníkem, pokusným stanovištěm a odrůdou je patrný z obr. 1 a 2. U variant přínosnosti N došlo k výraznému zvýšení hodnot Zeleného sedimentačního testu (obr. 3) a snížení hodnot gluten indexu (v jisté míře i hodnot bobtnání lepku, tab. IV). Obr. 1 a 3 ukazují, že efekt N hnojení na výnos zrna a hodnoty sedimentačního testu byl nižší v roce 1998, zvláště na stanovišti v Praze-Ruzyni, nepochybně

IV. Průměrné hodnoty sledovaných znaků pro odrůdy, varianty ošetření, roky a místa a jejich zařazení do homogenních skupin (Duncan $P = 95\%$) – Average values of the examined traits for cultivars, variants of treatment, years and locations and their inclusion in homogeneous groups (Duncan $P = 95\%$)

		Zeleného sedimentační objem ² (ml)		Obsah bílkovin ³ (%)		Obsah mokrého lepku ⁴ (g/100 g)		Bobtnání lepku ⁵ (ml)		Gluten index ⁶ (%)		Číslo poklesu ⁷ (s)		Výnos hrubých bílkovin ⁸ (kg/ha)		Výnos zrna ⁹ (t/ha)		Hmotnost tisíce zrn ¹⁰ (g)	
Odrůda ¹	RU51A	42,6	a	11,8	a	28,8	a	11,4	a	85,2	c	169	e	966	ab	8,14	c	53,3	a
	Bruta	31,2	b	11,4	ab	25,8	ab	10,3	b	90,4	bc	256	d	948	ab	8,35	bc	53,8	a
	Samanta	27,4	bc	11,3	ab	26,7	ab	9,2	c	96,2	ab	285	bc	979	ab	8,61	bc	47,1	c
	Vlasta	27,4	bc	10,6	b	24,9	b	8,2	c	93,6	ab	311	a	1 031	a	9,65	a	50,9	b
	Šárka	27,3	bc	11,6	ab	24,4	b	11,1	ab	99,3	a	265	dc	1 010	ab	8,69	bc	51,7	b
	Regina	26,4	bc	10,5	b	23,9	b	11,1	ab	98,4	a	286	b	929	b	8,77	bc	41,2	e
	Síría	25,8	c	10,9	ab	25,2	b	8,8	c	86,3	c	252	d	995	ab	9,03	ab	45,4	d
Varianta ošetření ¹¹	kontrola ¹⁴	27,1	abc	10,6	b	23,6	b	10,3	abcd	96,9	a	256	a	857	b	8,11	c	49,1	a
	Retacel R	25,6	c	10,1	b	22,1	b	11,1	a	99,2	a	255	a	826	b	8,17	bc	48,5	a
	fungicid ¹⁵ F	27,4	abc	10,6	b	24,0	b	10,9	ab	97,2	a	252	a	901	b	8,48	abc	50,2	a
	R + F	26,3	bc	10,3	b	23,0	b	10,8	abc	97,8	a	257	a	867	b	8,44	abc	49,6	a
	hnojení ¹⁶ N	33,7	a	12,1	a	28,5	a	9,1	d	86,7	b	268	a	1 093	a	9,08	ab	48,4	a
	N + R	32,8	ab	11,8	a	27,8	a	9,4	cd	88,9	b	269	a	1 085	a	9,19	a	48,1	a
	N + F	32,5	ab	12,0	a	28,6	a	9,0	d	85,4	b	258	a	1 107	a	9,23	a	49,7	a
	N + R + F	32,5	abc	11,9	a	27,9	a	9,5	bcd	89,9	b	269	a	1 103	a	9,30	a	48,9	a
Rok ¹²	1997	27,3	b	10,6	b	24,2	b	10,1	a	92,4	a	261	a	905	b	8,50	b	50,7	a
	1998	32,2	a	11,7	a	27,2	a	10,0	a	93,2	a	259	a	1 055	a	9,00	a	49,2	b
Místo ¹³	Humpolec	27,0	b	10,8	b	24,3	b	9,7	b	93,7	a	270	a	863	b	8,01	b	49,0	b
	Ruzyně	32,5	a	11,6	a	27,0	a	10,3	a	91,8	b	250	b	1 096	a	9,49	a	50,8	a

¹cultivar, for 2–10 see Tab. III, ¹¹treatment, ¹²year, ¹³location, ¹⁴check, ¹⁵fungicide, ¹⁶fertilization

V. Analýzy korelací mezi znaky hodnocenými v různém prostředí ($n = 32$) u jednotlivých odrůd – Correlations between the traits evaluated in different environments ($n = 32$) for single cultivars

Korelované znaky ¹	RU51A	Bruta	Samanta	Regina	Vlasta	Šárka	Síría
1/2	0,91 ^{xx}	0,94 ^{xx}	0,90 ^{xx}	0,96 ^{xx}	0,98 ^{xx}	0,92 ^{xx}	0,97 ^{xx}
1/3	0,93 ^{xx}	0,89 ^{xx}	0,94 ^{xx}	0,94 ^{xx}	0,98 ^{xx}	0,85 ^{xx}	0,93 ^{xx}
1/4	-0,54 ^{xx}	-0,27	-0,70 ^{xx}	-0,22	-0,69 ^{xx}	0,05	-0,48 ^{xx}
1/5	0,13	0,28	-0,37 ^x	-0,35 ^x	0,30	-0,24	0,01
1/6	0,77 ^{xx}	0,61 ^{xx}	0,87 ^{xx}	0,84 ^{xx}	0,89 ^{xx}	0,67 ^{xx}	0,93 ^{xx}
1/7	0,24	-0,30	0,48	0,36 ^x	0,60 ^{xx}	0,32	0,64 ^{xx}
1/8	-0,24	0,38 ^{xx}	0,54 ^{xx}	-0,23	0,01	0,17	-0,02
2/3	0,98 ^{xx}	0,98 ^{xx}	0,94 ^{xx}	0,97 ^{xx}	0,98 ^{xx}	0,95 ^{xx}	0,94 ^{xx}
2/4	-0,70 ^x	-0,36 ^x	-0,72 ^{xx}	-0,37 ^x	-0,71 ^{xx}	-0,17	-0,61 ^{xx}
2/5	0,28	0,23	-0,19	-0,20	0,24	-0,33	-0,04
2/6	0,82 ^{xx}	0,76 ^{xx}	0,77 ^{xx}	0,81 ^{xx}	0,90 ^{xx}	0,59 ^{xx}	0,89 ^{xx}
2/7	0,22	-0,17	0,25	0,25	0,60 ^{xx}	0,18	0,52 ^{xx}
2/8	-0,30	0,40 ^x	0,48 ^{xx}	-0,30	0,03	0,22	-0,10
3/4	-0,69 ^{xx}	-0,37 ^x	-0,83 ^{xx}	-0,40 ^x	-0,75 ^{xx}	-0,34 ^x	-0,48 ^{xx}
3/5	0,25	0,20	-0,20	-0,20	0,22	-0,30	-0,15
3/6	0,87 ^{xx}	0,84 ^{xx}	0,85 ^{xx}	0,78 ^{xx}	0,87 ^{xx}	0,53 ^{xx}	0,90 ^{xx}
3/7	0,33	-0,02	0,42 ^x	0,24	0,57 ^{xx}	0,13	0,62 ^{xx}
3/8	-0,25	0,43 ^x	0,45 ^{xx}	-0,30	0,02	0,15	0,07
4/5	-0,58 ^{xx}	-0,35 ^x	-0,14	-0,43 ^x	-0,16	0,00	-0,18
4/6	-0,42 ^x	-0,36 ^x	-0,62 ^{xx}	-0,14	-0,60 ^{xx}	0,14	-0,40 ^x
4/7	0,11	-0,04	-0,27	0,14	-0,38 ^x	0,25	-0,07
4/8	-0,01	0,05	-0,14	0,50 ^{xx}	0,20	0,17	0,42 ^x
5/6	0,05	0,12	-0,40 ^x	-0,40 ^x	0,34	-0,32	0,07
5/7	-0,24	-0,13	-0,42 ^x	-0,42 ^x	0,39 ^x	-0,21	0,18
5/8	0,23	-0,35 ^x	-0,63 ^{xx}	-0,07	-0,53 ^{xx}	-0,52 ^{xx}	-0,53 ^{xx}
6/7	0,73 ^{xx}	0,51 ^{xx}	0,80 ^{xx}	0,77 ^{xx}	0,89 ^{xx}	0,90 ^{xx}	0,85 ^{xx}
6/8	-0,27	0,47 ^{xx}	0,61 ^{xx}	-0,40 ^x	-0,09	0,11	0,08
7/8	-0,11	0,18	0,46 ^{xx}	-0,37 ^x	-0,21	0,02	0,25

^x $P < 0,05$

^{xx} $P < 0,01$

1 = Zelenýho sedimentační objem – Zeleny sedimentation volume

2 = obsah bílkovin – protein content

3 = obsah mokrého lepku – wet gluten content

4 = bobtnání lepku – gluten swelling

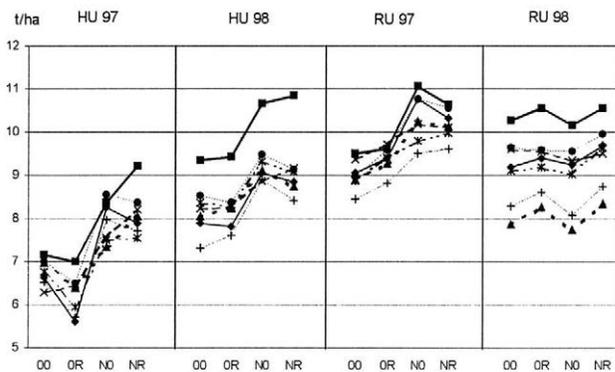
5 = číslo poklesu – falling number

6 = výnos hrubých bílkovin – protein yield

7 = výnos zrna – grain yield

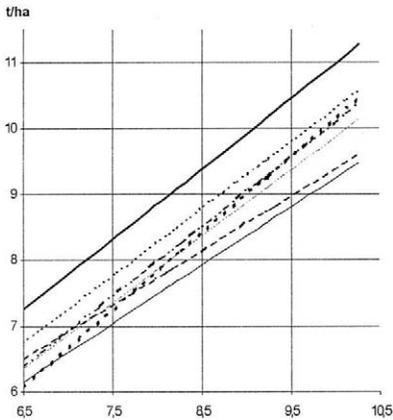
8 = hmotnost tisíce zrn – thousand grain weight

¹ correlated traits



I. Vliv aplikace N a ošetření růstovým regulátorem Retacel (R) na výnos zrna (00 = kontrolní neošetřená varianta) u sedmi odrůd pšenice pěstovaných na stanovištích Ruzyně (RU) a Humpolec (HU) v letech 1997 a 1998 – The effects of additional application of N and the growth regulator Retacel (R) on grain yield (00 = untreated check variant) in the seven wheat cultivars grown at the locations Ruzyně (RU) and Humpolec (HU) in 1997 and 1998

—●— Šárka
—■— Vlasta
—▲— Bruta
—×— Regina
—*— Samanta
—●— Síría
—+— RU51A



2. Regresní analýza reakce odrůd pšenice na podmínky prostředí pro znak výnos zrna (N = přihnojení N; 0 = bez přihnojení N) – Regression analysis of the cultivar response to the environment in grain yield (N = additional N nutrition; 0 = without additional N nutrition)

osa x – x axis (t/ha):

HU 97 O 6,5	RU 98 O 9,22	— Vlasta	— Samanta
HU 97 N 8,04	HU 98 N 9,25	- - - Šárka	... Siria
HU 98 O 8,27	RU 98 N 9,25	- . - Bruta	— RU51A
RU 97 O 9,21	RU 97 N 10,26	- . . Regina	

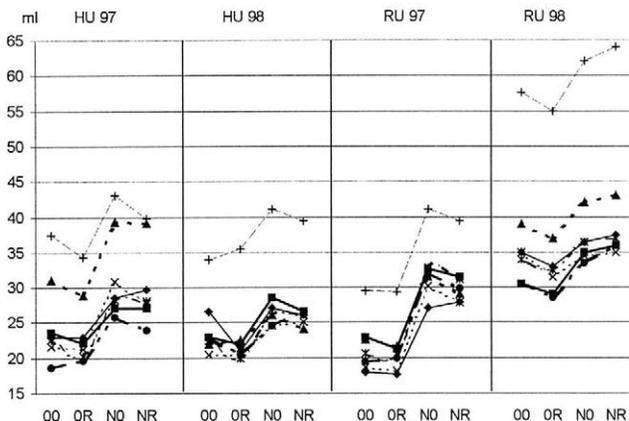
vzhledem k nižší účinnosti dodatečného přihnojení N hnojivem v podmínkách suchého jara. Reakce jednotlivých odrůd byla zřejmě obdobná, výrazné je však výnosové zhodnocení podmínek prostředí a N výživy u nové odrůdy Vlasta (obr. 1 a 2). Regresní analýzou interakce odrůd s prostředím pro výnos zrna (obr. 2) byl u této odrůdy zjištěn pozitivní absolutní člen regresní přímky ($a = 0,90$), významně odlišný od nuly a od absolutních členů všech ostatních odrůd, což svědčí o efektivní reakci na prostředí (Šíp, Škorpík, 1979), projevující se dobrým zhodnocením jak prostředí s nižším průměrným výnosem (s nižší hladinou N výživy), tak podmínek příznivých pro dosažení vysokého výnosu zrna.

Obr. 1 a 3 umožňují u jednotlivých odrůd také posoudit v různých prostředí ovlivnění výnosu zrna a hodnot sedimentace aplikací regulátorů růstu a vývoje. Snížení výnosu po aplikaci růstového regulátoru, ke kterému došlo na stanovišti Humpolec v roce 1997, zvláště u odrůd Šárka, RU51A a Samanta, indikuje potřebu optimalizace dávek růstových regulátorů s ohledem na danou odrůdu. V průměru se aplikace růstového regulátoru v kombinaci s přihnojením N projevila proti neošetřené kontrole významným zvýšením výnosu, efekt samotné aplikace Retacelu proti kontrole však u sledovaného souboru odrůd nebyl významný (tab. IV). U Zeleného sedimentačního testu byly zjištěny statisticky průkazné rozdíly mezi variantami N, N + R a N + F a variantou R (Retacel). Snížení hodnot sedimentačního testu po aplikaci Retacelu však nebylo významné vzhledem ke kontrolní neošetřené variantě. U gluten indexu a bobtnání lepku byly po aplikaci morforegulátoru zjištěny nejvyš-

ší hodnoty, a tak nižší hodnoty Zeleného sedimentačního testu zřejmě souvisely s nižším obsahem bílkovin a lepku u variant nepřihnojovaných N. Literární údaje, týkající se účinku regulátorů růstu na znaky jakosti zrna, nejsou jednotné a jsou evidentně poplatné použitým odrůdám, pěstovaným v rozdílných podmínkách. Po aplikaci regulátorů růstu lze očekávat slabou redukci obsahu bílkovin s nevýrazným efektem na jakost zrna (Dolgodvorcov et al., 1990; Esala, 1991). Ma et al. (1994) uvádějí, že aplikace růstového regulátoru může mít pozitivní vliv na akumulaci bílkovin v zrnu i na jakost zrna, zvláště v podmínkách krátkého vegetačního cyklu, v souvislosti se sníženou depozicí škrobových látek a nižším výnosem zrna.

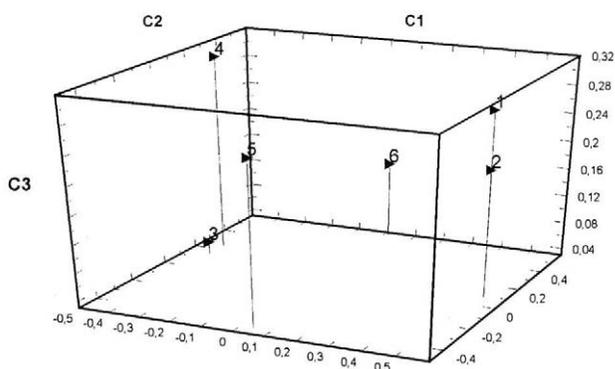
Výrazný vliv aplikace fungicidu na některý ze znaků jakosti nebyl zjištěn (tab. IV), i když z zabránění destruktive listové plochy při silném napadení chorobami je nepřímý efekt tohoto ošetření na výnos i znaky jakosti zrna vysoce pravěpodobný (Clare et al., 1990) a odrůdově specifický (Puppala et al., 1998). Jelikož se ve sledovaných podmínkách vyskytovalo v nejsilnější míře zvláště na stanovišti v Humpolci napadení padlím travním, výrazný odrůdový efekt v tomto směru se projevil u odrůdy Vlasta (tab. I), s vysokým stupněm rezistence k této chorobě (Šíp et al., 1999). Vysoký stupeň rezistence k padlí travnímu je obzvláště cenný v intenzivních podmínkách, při vysoké úrovni N výživy, kdy dochází k vyššímu stupni napadení porostů tímto patogenem. Aplikace fungicidu měla u odrůdy Vlasta v průměru pouze 0,7% vliv na výnos zrna, zatímco u odrůd Regina 5,5%, Siria 4,7%, RU51A 3,0%, Šárka a Samanta 2,1% a Bruta 1,7%.

Pro zjištění vztahů mezi znaky hodnocenými v různém prostředí byla provedena korelační analýza u jednotlivých odrůd (tab. V). Z výsledků analýzy je zřejmé, že odrůda neměla zásadní vliv na směr korelací mezi znaky a zjištěné meziodrůdové rozdíly spočívaly spíše v průkaznosti či nepřůkaznosti některých vztahů. Ze sledovaných znaků lze na základě korelačních analýz považovat Zeleného sedimentačního test za nejvíce vypovídající o komplexním znaku pekařská jakost zrna (Branlard et al., 1991). Nejtěsnější pozitivní vztah byl u všech odrůd zjištěn mezi hodnotou sedimentačního testu podle Zeleného a obsahem bílkovin a mokrého lepku, což je evidentně poplatné výraznému pozitivnímu efektu N výživy na všechny tyto znaky. Také mezi hodnotami SDS sedimentačního testu a obsahem bílkovin a mokrého lepku zjistil Hubík (1995) vysoce statisticky významnou pozitivní korelaci a naopak negativní korelaci mezi parametry bobtnání a obsahem bílkovin. Tato negativní korelace byla s výjimkou odrůdy Šárka zjištěna také v našich pokusech. Větší odrůdová specifitost vztahů a relativní menší závislost na ostatních znacích jakosti zrna byla příznačná pro číslo poklesu (podobně Branlard et al., 1991), hmotnost tisíce zrn a výnos zrna. Číslo poklesu bylo u většiny odrůd negativně korelováno s hmotností tisíce zrn, což může být vysvětleno interakcemi s podmínkami prostředí, především ovlivněním lokalitou pokusů (tab. IV).



3. Vliv aplikace N a ošetření růstovým regulátorem Retacel (R) na hodnoty Zeleného sedimentačního objemu u sedmi odrůd ozimé pšenice pěstovaných v různém prostředí – The effects of additional application of N and the growth regulator Retacel (R) on Zelený sedimentation volumes in the seven cultivars grown in different environments

Použité symboly viz obr. 1 – The symbols used see Fig. 1



4. Výsledky analýzy hlavních komponent pro znak Zeleného sedimentačního objemu – The results of principal component analysis for the trait Zelený sedimentation volume

- 1 = obsah bílkovin – protein content
- 2 = obsah mokrého lepku – wet gluten content
- 3 = gluten index – gluten index
- 4 = bobtnání lepku – gluten swelling
- 5 = číslo poklesu – falling number
- 6 = hmotnost tisíce zrn – thousand grain weight

Obr. 4 dokumentuje výsledky analýzy hlavních komponent přes sledované odrůdy s využitím proměnných 1 až 6 pro popis proměnlivosti v hodnotách sedimentačního testu podle Zeleného jako ukazatele pekařské jakosti zrna. První hlavní komponenta (C1), vysvětlující 51,3 % celkového rozptylu, vykazovala kladnou korelaci se znaky obsah bílkovin a obsah mokrého lepku a negativní korelaci se znaky bobtnání lepku a gluten index. O rozměru této komponenty nerozhodovalo číslo poklesu ani hmotnost tisíce zrn a tato komponenta nabývala největšího rozměru v podmínkách, kdy byl dosažen maximální obsah lepkových bílkovin na úkor parametrů souvisejících s kvalitou bílkovin. Pomocí druhé hlavní komponenty (C2) bylo vysvětleno 26,5 % proměnlivosti a její rozměr byl největší v podmínkách, kdy byla dosažena vysoká hmotnost tisíce zrn, vyšší hodnoty bobtnání lepku a naproti tomu nízké číslo poklesu, převážně tedy vlastnosti, které patří mezi ostatní nepřímé ukazatele. Minimální byl u této komponenty vliv obsahu bílkovin a lepku. Třetí hlavní komponenta (C3), podílející se 11,2 % na celkové proměnlivosti, je charakterizována nižšími pozitivními příspěvky všech sledovaných proměnných (nejméně gluten indexu). Celkově analýza hlavních komponent ukázala výrazný pozitivní příspěvek znaků vypovídajících o obsahu lepkových bílkovin,

kteří dosáhly vysokých hodnot v prostředích s vysokou úrovní N výživy. Gluten index jako ukazatel hmotnosti kvalitního lepku (Manev et al., 1996) měl relativně nejnižší pozitivní vliv na hodnoty Zeleného testu. Pozitivní vliv na hodnoty tohoto ukazatele kvality zrna však může mít, zvláště u některých odrůd, i dosažená hmotnost tisíce zrn, vystupující do popředí v druhé hlavní komponentě.

ZÁVĚR

Výsledky jednoznačně dokazují význam N výživy pro dosažení vysokého výnosu zrna, vysokého výnosu bílkovin z jednotky plochy i potřebné technologické jakosti zrna, posuzované v komplexu na základě hodnot Zeleného sedimentačního testu. U současných výkonných odrůd ozimé pšenice intenzivního typu lze předpokládat efektivní reakci na prostředí, lišící se stupněm minerální výživy, a jak ukazuje srovnání odrůdy Vlasta se starší odrůdou Regina (tab. IV), je možné očekávat významně vyšší výnos bílkovin z jednotky plochy. Přiznivě je zjištění, že u současných krátkostébelných odrůd pšenice není vysoký výnos nutně spojován s redukcí obsahu lepkových bílkovin a s negativním dopadem

na technologickou jakost. Optimalizace úrovně minerální výživy je pro dosažení vysokého výnosu zrna v kombinaci s požadovanou pekařskou jakostí zrna nepochybně žádoucí. Naproti tomu lze vzhledem ke zvýšené rezistenci současných odrůd ke komplexu chorob a krátkostébelnému morfofotypu zřejmě snížit náklady na aplikaci morforegulatorů i fungicidů, přesto je odrůdově specifická aplikace těchto prostředků v podmínkách intenzivního hospodaření nezbytným opatřením pro zajištění stability produkce snížením rizika ztrát při silném výskytu patogenů a ztrát polehnutím porostů.

Poděkování

Autoři děkují NAZV Ministerstva zemědělství ČR za finanční podporu v rámci grantového projektu č. EP 7239.

LITERATURA

- Branlard G., Rousset M., Loisel W., Autran J. C. (1991): Comparison of 46 technological parameters used in breeding for bread wheat quality evaluation. *J. Genet. Breed.*, 45: 263–279.
- Clare R. W., Hayward C. F., Jordan V. W. L. (1990): Interactions between fungicides and nitrogen applications on yield and quality of winter wheat. *Asp. Appl. Biol.*, 25: 363–374.
- Clark W. S. (1993): Interaction of winter wheat varieties with fungicide programmes and effects on grain quality. *Asp. Appl. Biol.*, 36: 397–406.
- Dolgodvorcov V. E., Akhmed M., Ahmed M. (1990): Grain yield and quality of spring wheat with different levels of mineral nutrition and application of chlorocholine chloride. *Izv. Timirjazev. sef.-choz. Akad.*, 6: 40–46.
- Eder M. G., Ruckenbauer P., Ehrendorfer K. (1995): Vergleich unterschiedener Bewirtschaftungsintensitäten von Qualitätssweizen im Pulkautal/NÖ. *Bodenkultur*, 46: 141–163.
- Esala M. (1991): Split application of nitrogen: effects on the protein in spring wheat and fate of ¹⁵N-labelled nitrogen in the soil-plant system. *Ann. Agric. Fenn.*, 30: 219–309.
- Hazen S. P., Ng P. K. W., Ward R. W. (1997): Variation in grain functional quality for soft winter wheat. *Crop Sci.*, 37: 1086–1093.
- Hubík K. (1995): Vliv hnojení a ročníku na jakost potravní nážské pšenice. *Rostl. Vyr.*, 41: 521–527.
- Ma B. L., Leibovitch S., Smith D. L. (1994): Plant growth regulator effects on protein content and yield of spring barley and wheat. *J. Agron. Crop Sci.*, 172: 9–18.
- Manev M., Škaloud V., Stehno Z. (1996): Vztah gluten indexu k ukazatelům technologické jakosti zrna pšenice. *Rostl. Vyr.*, 46: 105–108.
- Matuz J. (1998): Inheritance of SDS sedimentation volume of flour in crosses of winter wheat (*Triticum aestivum* L.). *Cer. Res. Commun.*, 26: 203–210.
- Ortiz-Monasterio J. I., Pena R. J., Sayre K. D., Rajaram S. (1997): CIMMYT's genetic progress in wheat quality under four nitrogen rates. *Crop Sci.*, 37: 892–898.
- Peltonen-Sainio P., Peltonen J. (1993): Stability of quality traits in spring cereals cultivated under the growing conditions of southern Finland. *Acta Agric. Scand.*, 43: 45–52.
- Pena R. J. (1996): Combining high yield potential and grain quality in wheat. In: Reynolds M. P., Rajaram S., McNab A. (eds.): Increasing yield potential in wheat: Breaking the barriers. *Proc. Wkshp Mexico, Ciudad Obregón*: 215–217.
- Perten H., Bondesson K., Mjorndal A. (1992): Gluten index variations in commercial Swedish wheat samples. *Amer. Assoc. Cereal Chem.*, 37: 655, 658–660.
- Pupalla V., Herrman T. J., Bockus W. W., Loughin T. M. (1998): Quality response of twelve hard red winter wheat cultivars to foliar disease across four locations in central Kansas. *Cereal Chem.*, 75: 94–98.
- Šíp V., Škorpík M. (1979): Effective response to the environment in spring wheat. *Z. Pfl.-Zücht.*, 83: 263–271.
- Šíp V., Škorpík M., Kučera L., Bobková L., Amler P. (1999): Ozimá pšenice Vlasta. *Czech J. Genet. Pl. Breed.*, 35: 91–92.
- Trethowan R. M. (1995): Evaluation and selection of bread wheat (*Triticum aestivum* L.) for preharvest sprouting tolerance. *Austral. J. Agric. Res.*, 46: 463–474.
- Vrkoč F., Vach M., Skala J. (1995): Vliv pěstitelských opatření, stanovišť a ročníků na obsah živin a pekařskou kvalitu zrna ozimé pšenice. *Rostl. Vyr.*, 41: 315–319.
- Webster J. R., Jackson L. F. (1993): Management practices to reduce lodging and maximize grain yield and protein content of fall-sown irrigated hard red spring wheat. *Fld Crops Res.*, 33: 249–259.
- Zeleny L. (1947): A simple sedimentation test for estimating the bread-baking and gluten qualities of wheat flour. *Cereal Chem.*, 24: 465–475.

Došlo 18. 11. 1999

Kontaktní adresa:

Ing. Václav Šíp, CSc., Výzkumný ústav rostlinné výroby, Drnovská 507, 161 06 Praha 6-Ruzyně, Česká republika, tel.: +420 2 33 02 23 65, fax: +420 2 33 02 22 86, e-mail: sip@hb.vurv.cz

Upozornění pro autory vědeckých časopisů

Z důvodu rychlejšího a kvalitnějšího zpracování grafických příloh (grafů, schémat apod.) příspěvků zasílaných do redakce Vás žádáme o jejich dodání kromě tištěné formy i na disketách.

Pérovky mohou být zpracovány jako předloha pro skenování nebo mohou být dodány též jako bitmapa ve formátu ***.TIF** (600 DPI). Pro skenování by grafy neměly obsahovat šedivé plochy. Místo šedi se mohou použít různé typy černobílého šrafování.

Jestliže jsou **grafy vytvořeny v programu EXCEL**, je potřeba je dodat uložené v tomto programu (nestačí grafy naimportované do programu WORD).

Obrázky **nezasílejte** ve formátu **Harvard Graphics**, nýbrž vyexportované do některého z výše uvedených formátů.

STABILITY OF AGRONOMIC TRAITS IN SUGAR BEET HYBRIDS

STABILITA AGRONOMICKÝCH ZNAKŮ U HYBRIDŮ CUKROVKY

I. Liović, A. Kristek

Institute for Sugar Beet Breeding, Osijek, Croatia

ABSTRACT: For achievement of maximum yield, it is needed to use a high yielding and quality genotype which will kept high production values in different climatic and soil conditions. Due to evaluation of genotype (G) and environmental (E) effects, and their interactions, in the field experiments in 1996 and 1997 year, on the three locations (Osijek, Đakovo, Magadenovac) have been tested production values of the 17 sugar beet genotypes (hybrids). After analysis of variance, on the level of tested years and combined analysis of variance by localities, established differences among environments, genotypes and their interactions had a significant influence on the yield of investigated traits, and therefore a stability analysis was done by estimation of stability parameters. By biometrical methods are estimated: ecovalence (W_i), coefficient of regression (b_i) and deviation mean squares (s_{di}^2). On basis of the estimated stability parameters, on two-year level, the genotypes of high yield stability were: for root yield – Kristal, Jela and Rita; sugar content – Os Ana, Kawemaja, Marika and Jela; sugar recovery – Dunja, Jela, Kristal and Marika; and for white sugar yield – Jela, Barbara, Dunja and Kristal. By comparison of investigated traits means and stability parameters, it is obviously that genotypes with the highest yield, regardless of investigated trait, have not a high yield stability. Correlation coefficients (r), for root and white sugar yield, show existence of high significant and positive correlation among mean and b_i , and among s_{di}^2 and W_i . For sugar content is established a significant correlation among mean and s_{di}^2 , and in sugar recovery among s_{di}^2 and W_i .

Keywords: sugar beet; stability; correlation; root yield; sugar content; sugar recovery; white sugar yield

ABSTRAKT: K dosažení maximálního výnosu je nezbytný kvalitní genotyp, který si zachová vysoký produkční potenciál v různých povětrnostních a půdních podmínkách. V polních pokusech v letech 1996 a 1997 bylo na třech lokalitách (Osijek, Đakovo a Magadenovac) sledováno 17 genotypů (hybridů) cukrovky pro hodnocení jejich produkčních parametrů s ohledem na působení genotypu (G), prostředí (E) a jejich interakce. Analýzou variance na úrovni testovaných let a lokalit byly zjištěny rozdíly mezi prostředími, genotypy a jejich interakcemi, které měly výrazný vliv na výnos sledovaných znaků. Analýza stability byla provedena odhadem parametrů stability. Biometrickými metodami byly stanoveny: ekvalence (W_i), regresní koeficient (b_i) a odchylka průměrných čtverců (s_{di}^2). Na základě hodnocení parametrů stability na úrovni dvou let se jako vysoce stabilní ukázaly tyto genotypy: pro výnos bulev – Kristal, Jela a Rita, pro cukernatost – Os Ana, Kawemaja, Marika a Jela, pro výtěžnost cukru – Dunja, Jela, Kristal a Marika a pro výnos bílého cukru – Jela, Barbara, Dunja a Kristal. Z porovnání průměrů sledovaných znaků a parametrů stability je zřejmé, že genotypy s nejvyšším výnosem, bez ohledu na ověřovaný znak, neměly vysokou stabilitu výnosu. Korelační koeficienty (r) pro výnos bulev a bílého cukru vykazovaly vysoce průkazné a pozitivní korelace mezi průměrem a b_i a mezi s_{di}^2 a W_i . Pro cukernatost byla stanovena průkazná korelace mezi průměrem a s_{di}^2 a pro výtěžnost cukru mezi s_{di}^2 a W_i .

Klíčová slova: cukrovka; stabilita; korelace; výnos bulev; cukernatost; výtěžnost cukru; výnos bílého cukru

INTRODUCTION

Sugar beet (*Beta vulgaris* var. *saccharifera* Alef.) is grown in Croatia on area of 28 568 ha (Kristek et al., 1996), mostly in the eastern part of the Pannonian valley due to better soil characteristics. Because of different climatic and soil conditions in the production, it is very important that used genotypes are high yielding and stable. New sugar beet genotypes (hybrids) have to have a high root yield, sugar content, sugar recovery and white sugar yield, and their superiority should be reli-

able over very different environmental conditions. By testing genotypes in a series of trials on several different environments, we can estimate genotype (G) and environmental (E) effects, that can be used for explanation of part of variation if exist GE-interactions (Becker, Leon, 1988; Diepenbrock et al., 1995). Stable genotypes have low GE-interactions. Existence of these interactions is to determine by analysis of variance, and stability analysis methods to explain performance of genotypes in different years and environments (Vrataric et al., 1993, 1998). Becker (1981) distinguishes two

concepts of phenotypic stability: a biological – a stable genotype would have a minimal variance in different environmental conditions, and an agronomic – a stable genotype would show a minimal interaction with environment. In consideration of yield and other quantitative traits, we talk about the agronomic concept of stability, which is equivalent to the dynamic concept. By parallel testing different techniques of yield stability estimation of genotypes, Sneller et al. (1997) are concluded that a repeatability of genotype stability parameters is low.

MATERIAL AND METHODS

Field experiments

In the field experiments in 1996 and 1997, on the three locations (Osijek, Đakovo, Magadenovac), the production values are investigated for the 17 sugar beet hybrids. Among tested hybrids, three hybrids belong to the Institute for Sugar Beet Breeding Osijek, Croatia: Os Nada (5), Os Ana (11) and Os Sana (13); two are joint hybrids of the Institute for Sugar Beet Breeding Osijek and the KWS from Einbeck, Germany: Stela (8) and Jela (17); seven hybrids: Zita (1), Rita (2), Barbara (3), Dunja (9), Kawemaja (10), Marika (14) and Perla (16) are selections of the KWS; two hybrids are from Maribo, Denmark: Kristal (4) and Marathon (15); and by one are: Monofort (12) from Van der Have, the Netherlands; Janus (6) from KHBC, Poland; and Sirius (7) from Strube, Sölingen, Germany.

Field experiments are sown in a randomized block design with five replications. Distance between rows was 50 cm, within a row about 20 cm, and area of an experimental plot was 10 m². Root yield, content of sugar, K, Na, amino-N, sugar recovery and white sugar yield are determined. Analyses of root quality were made by the automatic line Venema (the Netherlands): sugar content by saccharometer, K and Na flamephotometrically, and amino-N colorimetrically. Sugar recovery is calculated by Reinefeld (Winner, 1981), and white sugar yield is a product of multiplication root yield and sugar recovery.

Biometrical methods to estimate stability

Before stability estimation, that is based on a different genotype reaction on environmental changes or various GE-interactions, by the analysis of variance is established existence of these interactions. The means are tested with the LSD test on the 5% and 1% level. All procedures of stability estimation, based on the GE-interactions effects estimation (Shukla, 1972), belong to the dynamic concept of stability (Becker, Leon, 1988). In this investigation are combined methods of the GE-interactions partitioning (ecovalence W_i) and the regression approach (coefficient of regression b_i and deviation mean squares s_{di}^2).

Ecovalece W_i

Wricke (1962, in Becker, Leon, 1988) has proposed using the GE-interaction effects for each genotype, squared and summed across all environments, as a stability measure. Because ecovalece measures the contribution of a genotype to the GE-interactions, a stable genotype with $W_i = 0$ possesses a high ecovalece (low values of $W_i =$ high ecovalece).

Coefficient of regression b_i

Coefficient of regression is a measure of relationship of a single genotype to various environments (Finlay, Wilkinson, 1963), showing a specific relationship of genotypes to environmental conditions, and representing a parameter of reaction (Breese, 1969, in Becker, Leon, 1988). Stable genotype toward dynamic concept (Eberhart, Russell, 1966) has $b_i = 1$.

Most authors consider b_i not as a measure of stability but as additional information on the average response of a genotype to advantage of environmental conditions. Knight (1970) quotes some weak sides of the regression approach. Different limiting factors (e.g. frost or drought) result in equally low mean yield. Genotypes are unlikely to be similarly ranked under these factors but this difference in ranking is not readily detected by the existing regression technique.

Deviation mean squares s_{di}^2

This parameter shows a contribution of single genotype to GE-interactions (Eberhart, Russell, 1966). It is strongly related to the remaining unpredictable part of variability of any genotype and therefore is considered as a stability parameter (Breese, 1969, in Becker, Leon, 1988). Stable genotype has $s_{di}^2 = 0$.

RESULTS AND DISCUSSION

After performed field experiments at the localities Osijek, Đakovo and Magadenovac, in 1996 and 1997, and the laboratory analysis, obtained data are processed by the adequate statistical methods. Joint analysis of variance (Tab. I) shows existence of significant differences among years, localities, genotypes and their interactions. For root yield has established highly significant differences among years (Y), localities (L), YL-interactions and genotypes (G), but significant differences in YG-interactions. In sugar content highly significant differences are established for years, localities, YL-interactions, genotypes and YLG-interactions, but significant differences in LG-interactions. At sugar recovery have been highly significant differences among localities, YL-interactions, genotypes, LG-interactions and YLG-interactions. In white sugar yield has established highly significant differences among years, localities, YL-interactions, genotypes and LG-interactions, but significant differences for YG- and YLG-interactions.

I. Analysis of variance

	Source	Degrees of freedom	Mean square			
			root yield	sugar content	sugar recovery	white sugar yield
Joint analysis	year	1	1 945.18**	6.82**	0.00	32.53**
	location	2	16 291.11**	47.80**	28.80**	305.21**
	YL	2	4 892.12**	10.75**	5.65**	85.93**
	Genotype	16	287.12**	4.33**	5.85**	7.71**
	YG	16	78.35*	0.21	0.27	1.39*
	LG	32	60.21	0.22*	0.37**	1.52**
	YLG	32	59.02	0.33**	0.48**	1.21*
	error	384	43.48	0.14	0.18	0.79
Combined by locations	location	5	8 862.33**	24.79**	13.78**	162.96**
	genotype	16	287.12**	4.33**	5.85**	7.71**
	LG	80	63.36*	0.26**	0.39**	1.37**
	error	384	43.48	0.14	0.18	0.79

* significant at the 5% level
 ** significant at the 1% level

By joint analysis of variance it is not possible to interpret three-factor interactions, and therefore a combined analysis of variance by all localities within both years of investigations was done. Combined analysis of variance by localities (Tab. I), has detected highly significant differences of the all investigated traits for localities, genotypes and their interactions except in LG-interactions of root yield where are established significant differences.

On the level of tested years and combined analysis of variance by localities, detected differences among environments (localities), genotypes (hybrids) and their interactions have had a significant influence on the yield of investigated traits, and therefore these results justify a performance stability analysis by proposed methods.

Interpretation of the parameters of the regression approach b_i and s_{di}^2 is done toward model Haufe, Geidel (1978, in Becker, Leon, 1988). Genotype with b_i about 1, and small s_{di}^2 has a high yield stability, but with large s_{di}^2 a low yield stability. When $b_i < 1$ genotypes are adapted to low yielding environments, and when $b_i > 1$ genotypes are adapted to high yielding environments. With regard to ecovalence W_i , stable genotypes have low values of W_i . Because for us it is the most interesting to detect genotypes with a high yield stability in single years of investigation and on an average, that genotypes will be presented toward investigated traits.

Root yield

Analyzed by years (Tab. II), the largest mean root yield in 1996 had a hybrid Zita (56.076 t/ha), in 1997 Marathon (57.208 t/ha), and on the both years level Os Sana (55.509 t/ha). Genotypes with the largest average root yield have not had also a high yield stability.

On the basis of the estimated stability parameters, following selected genotypes with a high yielding stability for the root yield:

1996:

Os Nada ($\bar{x} = 52.087$, $b_i = 1.04$, $s_{di}^2 = 0.12$, $W_i = 1.51$)
 Marathon ($\bar{x} = 50.880$, $b_i = 1.06$, $s_{di}^2 = 0.04$, $W_i = 1.92$)

1997:

Stela ($\bar{x} = 53.255$, $b_i = 0.88$, $s_{di}^2 = 0.06$, $W_i = 1.21$)
 Barbara ($\bar{x} = 54.231$, $b_i = 1.02$, $s_{di}^2 = 0.10$, $W_i = 0.74$)

Mean:

Kristal ($\bar{x} = 52.16$, $b_i = 0.98$, $s_{di}^2 = 0.01$, $W_i = 0.20$)
 Jela ($\bar{x} = 53.596$, $b_i = 0.98$, $s_{di}^2 = 0.12$, $W_i = 0.92$)
 Rita ($\bar{x} = 53.601$, $b_i = 1.09$, $s_{di}^2 = 0.11$, $W_i = 2.21$)

Sugar content

In Tab. III are shown the results of sugar content mean and estimated stability parameters. The highest sugar content in 1996 had the hybrid Os Ana (15.76%), in 1997 Os Sana (15.90%), and on the both years level Os Ana (15.81%).

On the basis of the estimated stability parameters, following selected genotypes with a high yielding stability for the sugar content:

1996:

Os Ana ($\bar{x} = 15.76$, $b_i = 0.92$, $s_{di}^2 = 0.00$, $W_i = 0.01$)
 Kristal ($\bar{x} = 15.14$, $b_i = 0.97$, $s_{di}^2 = 0.00$, $W_i = 0.00$)
 Os Sana ($\bar{x} = 15.36$, $b_i = 1.01$, $s_{di}^2 = 0.00$, $W_i = 0.01$)

1997:

Dunja ($\bar{x} = 15.19$, $b_i = 0.98$, $s_{di}^2 = 0.00$, $W_i = 0.00$)
 Kawemaja ($\bar{x} = 15.19$, $b_i = 1.00$, $s_{di}^2 = 0.00$, $W_i = 0.00$)
 Zita ($\bar{x} = 15.33$, $b_i = 1.01$, $s_{di}^2 = 0.00$, $W_i = 0.00$)

Mean:

Os Ana ($\bar{x} = 15.81$, $b_i = 0.87$, $s_{di}^2 = 0.01$, $W_i = 0.07$)
 Kawemaja ($\bar{x} = 15.06$, $b_i = 0.90$, $s_{di}^2 = 0.00$, $W_i = 0.01$)
 Marika ($\bar{x} = 15.66$, $b_i = 0.93$, $s_{di}^2 = 0.00$, $W_i = 0.00$)
 Jela ($\bar{x} = 14.81$, $b_i = 1.04$, $s_{di}^2 = 0.00$, $W_i = 0.00$)

Sugar recovery

In Tab. IV are shown the results of sugar recovery mean and estimated stability parameters. The largest

II. Root yield (t/ha) and estimated stability parameters

Ordinal number	Genotype	1996				1997				Mean (1996 and 1997)			
		mean	b_i	s_{di}^2	W_i	mean	b_i	s_{di}^2	W_i	mean	b_i	s_{di}^2	W_i
1	Zita	56.076	1.27	2.38	47.82	54.419	0.62	0.17	9.41	55.247	1.10	1.75	14.14
2	Rita	50.157	1.19	2.44	32.42	57.044	0.65	0.08	7.41	53.601	1.09	0.11	2.21
3	Barbara	48.832	0.75	1.05	34.84	54.231	1.02	0.10	0.74	51.531	0.84	0.27	6.51
4	Kristal	49.919	1.10	0.31	6.67	54.401	0.54	0.02	11.93	52.160	0.98	0.01	0.20
5	Os Nada	52.087	1.04	0.12	1.51	56.952	1.03	4.42	31.00	54.519	1.11	1.29	11.51
6	Janus	42.539	0.70	0.50	44.48	47.535	0.87	5.15	36.96	45.037	0.64	0.62	28.80
7	Sirius	47.632	0.99	1.13	8.01	56.031	0.20	0.27	38.42	51.831	0.82	0.03	6.11
8	Stela	47.449	0.95	2.95	21.71	53.255	0.88	0.06	1.21	50.352	0.92	1.01	8.27
9	Dunja	44.829	0.96	0.20	2.12	53.536	0.78	1.80	15.35	49.183	0.96	0.87	6.44
10	Kawemaja	48.165	0.98	1.57	11.10	49.413	0.59	2.47	26.90	48.789	0.84	1.24	13.43
11	Os Ana	48.227	0.83	0.15	14.31	48.641	1.48	17.11	132.72	48.434	0.84	6.05	47.58
12	Monofort	45.283	0.94	1.07	9.05	51.558	1.99	0.51	59.41	48.420	1.16	0.17	6.18
13	Os Sana	55.707	1.14	0.02	8.47	55.312	1.20	0.30	4.48	55.509	1.17	0.08	6.31
14	Marika	55.655	1.20	0.88	24.65	54.877	0.90	0.85	6.45	55.266	1.15	1.12	12.28
15	Marathon	50.880	1.06	0.04	1.92	57.208	1.80	0.76	41.92	54.044	1.21	0.53	12.17
16	Perla	54.092	1.09	0.22	4.80	55.857	1.29	1.62	16.25	54.975	1.18	0.48	9.62
17	Jela	51.767	0.82	2.81	33.23	55.425	1.13	2.07	15.43	53.596	0.98	0.12	0.92
Mean		49.959				53.864				51.911			

III. Sugar content (%) and estimated stability parameters

Ordinal number	Genotype	1996				1997				Mean (1996 and 1997)			
		mean	b_i	s_{di}^2	W_i	mean	b_i	s_{di}^2	W_i	mean	b_i	s_{di}^2	W_i
1	Zita	15.18	1.25	0.00	0.06	15.33	1.01	0.00	0.00	15.25	1.14	0.00	0.01
2	Rita	14.24	0.72	0.01	0.12	14.72	0.53	0.00	0.12	14.48	0.72	0.00	0.05
3	Barbara	15.70	1.13	0.00	0.02	15.58	1.54	0.01	0.23	15.64	1.24	0.01	0.08
4	Kristal	15.14	0.97	0.00	0.00	15.37	1.52	0.01	0.19	15.26	1.14	0.01	0.05
5	Os Nada	15.29	1.13	0.01	0.09	15.73	1.12	0.00	0.03	15.51	1.11	0.01	0.05
6	Janus	14.81	0.70	0.00	0.09	15.04	0.57	0.00	0.10	14.92	0.65	0.00	0.08
7	Sirius	15.06	0.39	0.00	0.33	15.13	0.67	0.02	0.22	15.09	0.65	0.00	0.08
8	Stela	14.83	0.77	0.00	0.05	15.13	0.60	0.00	0.10	14.98	0.68	0.00	0.06
9	Dunja	14.84	1.10	0.00	0.04	15.19	0.98	0.00	0.00	15.01	1.10	0.00	0.01
10	Kawemaja	14.94	0.81	0.00	0.03	15.19	1.00	0.00	0.00	15.06	0.90	0.00	0.01
11	Os Ana	15.76	0.92	0.00	0.01	15.85	1.22	0.04	0.29	15.81	0.87	0.01	0.07
12	Monofort	15.26	1.23	0.00	0.05	15.39	1.33	0.00	0.06	15.33	1.25	0.00	0.04
13	Os Sana	15.36	1.01	0.00	0.01	15.90	1.31	0.01	0.10	15.63	1.20	0.00	0.03
14	Marika	15.62	0.58	0.01	0.20	15.71	1.43	0.00	0.11	15.66	0.93	0.00	0.00
15	Marathon	14.70	1.29	0.00	0.11	14.85	0.56	0.01	0.15	14.78	1.09	0.00	0.02
16	Perla	14.66	1.57	0.00	0.28	14.84	0.85	0.00	0.02	14.75	1.31	0.00	0.07
17	Jela	14.63	1.39	0.00	0.14	14.98	0.65	0.01	0.12	14.81	1.04	0.00	0.00
Mean		15.06				15.29				15.17			

sugar recovery in 1996 had the hybrid Barbara (13.80%), in 1997 Os Sana (13.74%), and on the both years level again Barbara (13.63%).

Selected genotypes are shown a high yield stability for sugar recovery:

1996:

Os Ana ($\bar{x} = 13.60$, $b_i = 0.92$, $s_{di}^2 = 0.00$, $W_i = 0.01$)
 Os Sana ($\bar{x} = 13.41$, $b_i = 1.07$, $s_{di}^2 = 0.00$, $W_i = 0.01$)
 Kristal ($\bar{x} = 13.11$, $b_i = 1.08$, $s_{di}^2 = 0.00$, $W_i = 0.01$)

IV. Sugar recovery (%) and estimated stability parameters

Ordinal number	Genotype	1996				1997				Mean (1996 and 1997)			
		mean	b_i	s_{di}^2	W_i	mean	b_i	s_{di}^2	W_i	mean	b_i	s_{di}^2	W_i
1	Zita	13.17	1.38	0.00	0.09	13.08	0.90	0.00	0.01	13.13	1.24	0.00	0.02
2	Rita	12.03	0.63	0.00	0.11	12.30	0.43	0.01	0.16	12.17	0.69	0.00	0.04
3	Barbara	13.80	1.23	0.00	0.05	13.47	1.54	0.04	0.33	13.63	1.18	0.02	0.13
4	Kristal	13.11	1.08	0.00	0.01	13.08	1.47	0.03	0.23	13.09	1.06	0.01	0.05
5	Os Nada	13.22	1.28	0.01	0.10	13.51	1.52	0.00	0.05	13.37	1.34	0.00	0.05
6	Janus	12.52	0.65	0.01	0.13	12.51	0.28	0.01	0.17	12.52	0.59	0.01	0.13
7	Sirius	12.76	0.13	0.00	0.51	12.61	1.21	0.06	0.45	12.69	0.69	0.01	0.12
8	Stela	12.56	0.55	0.00	0.14	12.66	-0.18	0.00	0.23	12.61	0.33	0.00	0.16
9	Dunja	12.63	0.83	0.01	0.10	12.80	1.02	0.00	0.00	12.72	0.94	0.00	0.03
10	Kawemaja	12.77	0.68	0.00	0.08	12.68	0.79	0.00	0.01	12.72	0.69	0.00	0.03
11	Os Ana	13.60	0.92	0.00	0.01	13.37	0.39	0.06	0.50	13.48	0.52	0.01	0.13
12	Monofort	13.19	1.40	0.00	0.11	13.04	1.35	0.01	0.12	13.11	1.29	0.00	0.05
13	Os Sana	13.41	1.07	0.00	0.01	13.74	2.27	0.00	0.26	13.57	1.46	0.00	0.07
14	Marika	13.59	0.65	0.02	0.19	13.53	2.18	0.00	0.23	13.56	1.07	0.00	0.00
15	Marathon	12.64	1.34	0.01	0.14	12.62	0.74	0.03	0.19	12.63	1.33	0.00	0.05
16	Perla	12.72	1.65	0.01	0.34	12.62	1.13	0.00	0.03	12.67	1.59	0.00	0.12
17	Jela	12.59	1.47	0.01	0.21	12.73	0.07	0.00	0.14	12.66	1.06	0.00	0.00
Mean		12.96				12.96				12.96			

1997:

Zita ($\bar{x} = 13.08, b_i = 0.90, s_{di}^2 = 0.00, W_i = 0.01$)

Dunja ($\bar{x} = 12.80, b_i = 1.02, s_{di}^2 = 0.00, W_i = 0.00$)

Mean:

Dunja ($\bar{x} = 12.72, b_i = 0.94, s_{di}^2 = 0.00, W_i = 0.03$)

Jela ($\bar{x} = 12.66, b_i = 1.06, s_{di}^2 = 0.00, W_i = 0.00$)

Kristal ($\bar{x} = 13.09, b_i = 1.06, s_{di}^2 = 0.01, W_i = 0.05$)

Marika ($\bar{x} = 13.56, b_i = 1.07, s_{di}^2 = 0.00, W_i = 0.00$)

White sugar yield

In Tab. V are shown the results of white sugar yield mean and estimated stability parameters. In 1996 the highest white sugar yield had the hybrid Marika (7.555 t/ha), in 1997 Os Nada (7.722 t/ha), and on the both years level Os Sana (7.543 t/ha). Genotypes adapted to high yielding environments ($b_i > 1$) on average for the both years and three localities are: Marathon, Zita, Os Nada, Os Ana, Perla, Marika and Os Sana.

On the basis of the estimated stability parameters, following genotypes are selected with a high yielding stability for the white sugar yield:

1996:

Dunja ($\bar{x} = 5.692, b_i = 0.97, s_{di}^2 = 0.00, W_i = 0.01$)

Monofort ($\bar{x} = 5.998, b_i = 1.00, s_{di}^2 = 0.04, W_i = 0.25$)

Rita ($\bar{x} = 6.043, b_i = 1.06, s_{di}^2 = 0.07, W_i = 0.54$)

Os Nada ($\bar{x} = 6.895, b_i = 1.06, s_{di}^2 = 0.01, W_i = 0.10$)

1997:

Kristal ($\bar{x} = 7.120, b_i = 0.84, s_{di}^2 = 0.00, W_i = 0.04$)

Dunja ($\bar{x} = 6.875, b_i = 0.89, s_{di}^2 = 0.04, W_i = 0.26$)

Jela ($\bar{x} = 7.071, b_i = 1.13, s_{di}^2 = 0.01, W_i = 0.08$)

Marika ($\bar{x} = 7.446, b_i = 1.13, s_{di}^2 = 0.04, W_i = 0.33$)

Mean:

Jela ($\bar{x} = 6.798, b_i = 0.95, s_{di}^2 = 0.00, W_i = 0.02$)

Barbara ($\bar{x} = 7.030, b_i = 0.97, s_{di}^2 = 0.00, W_i = 0.04$)

Dunja ($\bar{x} = 6.284, b_i = 1.00, s_{di}^2 = 0.01, W_i = 0.07$)

Kristal ($\bar{x} = 6.821, b_i = 1.04, s_{di}^2 = 0.00, W_i = 0.01$)

According to Finlay, Wilkinson (1963), genotypes which have $b_i \cong 1.00$, and low values of s_{di}^2 and W_i , have an average yield on the level of all genotypes means over all environments, and can be considered as wide adapted genotypes. On the basis of the results of analyzed traits means and estimated stability parameters, it is obvious that genotypes which have a high yielding stability, regardless of an investigated trait, are not the most yielding genotypes.

For example, the sugar content in 1997 (Tab. III) of genotypes Dunja (15.19%) and Kawemaja (15.19%) was less for 0.10% than the mean, although $b_i = 0.98$ and 1.00, respectively, and s_{di}^2 and W_i were for both genotypes 0.00. On the two year level along with similar values of the stability parameters, the genotype Jela had the sugar content less for 0.36%.

Similar situation was for the sugar recovery (Tab. IV). According to estimated stability parameters, genotypes which showed a high yielding stability, in 1997 year Dunja and on the both years level Dunja and Jela, had the sugar recovery less than the mean for 0.16, 0.24 and 0.30%, respectively, although the values of b_i were about 1.00 (1.02, 0.94 and 1.06), and s_{di}^2 and W_i about 0.00.

With regard to the white sugar yield (Tab. V) in 1996, from four high yielding stability genotypes, three of them had a yield below the mean. White sugar yield

V. White sugar yield (t/ha) and estimated stability parameters

Ordinal number	Genotype	1996				1997				Mean (1996 and 1997)			
		mean	b_i	s_{di}^2	W_i	mean	b_i	s_{di}^2	W_i	mean	b_i	s_{di}^2	W_i
1	Zita	7.406	1.33	0.06	1.30	7.113	0.65	0.01	0.17	7.260	1.16	0.04	0.37
2	Rita	6.043	1.06	0.07	0.54	7.014	0.45	0.00	0.34	6.528	0.94	0.00	0.04
3	Barbara	6.733	0.81	0.01	0.35	7.328	1.37	0.00	0.15	7.030	0.97	0.00	0.04
4	Kristal	6.521	1.08	0.01	0.10	7.120	0.84	0.00	0.04	6.821	1.04	0.00	0.01
5	Os Nada	6.895	1.06	0.01	0.10	7.722	1.28	0.10	0.80	7.309	1.18	0.03	0.36
6	Janus	5.327	0.65	0.01	1.04	5.942	0.51	0.09	0.86	5.634	0.53	0.01	0.84
7	Sirius	6.051	0.88	0.07	0.64	7.065	-0.01	0.04	1.39	6.558	0.73	0.00	0.27
8	Stela	5.961	0.92	0.02	0.21	6.740	0.75	0.00	0.08	6.351	0.85	0.00	0.11
9	Dunja	5.692	0.97	0.00	0.01	6.875	0.89	0.04	0.26	6.284	1.00	0.01	0.07
10	Kawemaja	6.129	0.90	0.05	0.39	6.268	0.49	0.03	0.51	6.198	0.77	0.03	0.37
11	Os Ana	6.550	0.85	0.00	0.20	6.539	1.41	0.48	3.57	6.544	0.82	0.15	1.16
12	Monofort	5.998	1.00	0.04	0.25	6.750	2.03	0.03	1.36	6.374	1.20	0.00	0.18
13	Os Sana	7.478	1.17	0.00	0.25	7.608	1.39	0.02	0.33	7.543	1.27	0.00	0.29
14	Marika	7.555	1.21	0.00	0.36	7.446	1.13	0.04	0.33	7.501	1.24	0.02	0.32
15	Marathon	6.472	1.10	0.00	0.10	7.202	1.43	0.02	0.35	6.837	1.14	0.00	0.09
16	Perla	6.933	1.17	0.03	0.41	7.055	1.26	0.03	0.27	6.994	1.22	0.02	0.33
17	Jela	6.525	0.84	0.01	0.28	7.071	1.13	0.01	0.08	6.798	0.95	0.00	0.02
	Mean	6.486				6.992				6.739			

of genotypes Dunja, Monofort and Rita were less than the mean for 0.794, 0.488 and 0.443 t/ha, respectively. On the both years the level along with similar stability parameter values, the genotype Dunja had the white sugar yield less for 0.455 t/ha.

The highest white sugar yield, on the two year investigation basis, had the genotype Os Sana (7.543 t/ha). Estimated stability parameters were: $b_i = 1.27$, $s_{di}^2 = 0.00$ and $W_i = 0.29$, and therefore this genotype would be recommended for growing in high yielding environments.

Because of detecting connections among yield and estimated stability parameters, the coefficients of correlation (r) are calculated and their significance is established. In Tab. VI are presented the results of the correlation analysis of investigated traits on the two year level of investigation.

For root yield is established a positive and high significant correlation among the mean and b_i (0.754**), and among the s_{di}^2 and W_i (0.870**). Other correlations were negative and not significant.

At sugar content only a significant correlation is established among the mean and s_{di}^2 (0.572*). Other correlations were not significant and positive, except among b_i and W_i where was negative.

For sugar recovery only a positive and significant correlation is established among s_{di}^2 and W_i (0.551*). Other correlations were not significant, some were positive and some negative.

As for root yield, for white sugar yield is established a positive and high significant correlation among the mean and b_i (0.805**), and among s_{di}^2 and W_i (0.810**). Other correlations were negative and not significant.

VI. Correlation coefficients (r) of investigated traits on the level of 1996 and 1997 year

	Mean	b_i	s_{di}^2
Root yield			
b_i	0.754**		
s_{di}^2	-0.250	-0.218	
W_i	-0.457	-0.401	0.870**
Sugar content			
b_i	0.277		
s_{di}^2	0.572*	0.229	
W_i	0.053	-0.256	0.406
Sugar recovery			
b_i	0.375		
s_{di}^2	0.299	-0.228	
W_i	-0.023	-0.357	0.551*
White sugar yield			
b_i	0.805**		
s_{di}^2	-0.010	-0.145	
W_i	-0.231	-0.375	0.810**

Because of the fact that on the white sugar yield the greatest influence has root yield, both analyzed traits have similar correlation coefficients. For both traits, positive and highly significant correlations are established among the mean and regression coefficient (b_i), and among the deviation mean squares (s_{di}^2) and covariance (W_i). These results are according to the results of Becker (1981) and Zdunić (1998).

Among the stability parameters except among s_{di}^2 and W_i , is not established significant correlation, and that is showing that different stability parameters estimating a stability in different way. Lin et al. (1986) consider that with different approach to stability estimation can happen that same genotypes are estimated as unstable by using biological concept, but according to agronomic concept these genotypes are stable, and reverse.

CONCLUSIONS

On the basis of the two year stability investigation of 17 sugar beet genotypes (hybrids), estimated by stability parameters (b_i , s_{di}^2 , W_i), and correlations among the yield and stability parameters, following conclusions were derived:

Genotypes of a high yielding stability are for: root yield (1996 – Os Nada, Marathon; 1997 – Stela, Barbara; mean – Kristal, Jela, Rita); sugar content (1996 – Os Ana, Kristal, Os Sana; 1997 – Dunja, Kawemaja, Zita; mean – Os Ana, Kawemaja, Marika, Jela); sugar recovery (1996 – Os Ana, Os Sana, Kristal; 1997 – Zita, Dunja; mean – Dunja, Jela, Kristal, Marika); white sugar yield (1996 – Dunja, Monofort, Rita, Os Nada; 1997 – Kristal, Dunja, Jela, Marika; mean – Jela, Barbara, Dunja, Kristal).

Comparisons of the investigated traits means and stability parameters show that the most yielding genotypes, regardless of investigated traits, have not high yielding stability. Genotype of the highest white sugar yield Os Sana had low s_{di}^2 and W_i values, and due to the high regression coefficient ($b_i = 1.27$) it is recommended for growing in high yielding environments.

Correlation coefficients (r) of the root yield and white sugar yield show existence of high significant and positive correlations among the mean and b_i , and among s_{di}^2 and W_i . For the sugar content is established significant correlation among the mean and s_{di}^2 , and for the sugar recovery among s_{di}^2 and W_i .

REFERENCES

- Becker H. C. (1981): Correlations among some statistical measures of phenotypic stability. *Euphytica*, 30: 835–840.
- Becker H. C., Leon J. (1988): Stability analysis in plant breeding. *Pl. Breed.*, 101: 1–23.
- Diepenbrock W. A., Leon J., Clasen K. (1995): Yielding ability and yield stability of linseed in Central Europe. *Agron. J.*, 87: 84–88.
- Eberhart S. A., Russell W. A. (1996): Stability parameters for comparing varieties. *Crop Sci.*, 6: 36–40.
- Finlay K. W., Wilkinson G. N. (1963): The analysis of adaptation in plant-breeding programme. *Austral. J. Agric. Res.*, 14: 742–754.
- Knight R. (1970): The measurement and interpretation of genotype-environment interactions. *Euphytica*, 19: 225–235.
- Kristek A., Rastija M., Kovačević V., Liović I. (1996): Response of sugar beet to potassium fertilization on a high K-fixing soil. *Rostl. Vyr.*, 42: 523–528.
- Lin C. S., Binns M. R., Lefkovich L. P. (1986): Stability analysis: where do we stand? *Crop Sci.*, 26: 894–900.
- Shukla G. K. (1972): Some statistical aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. *Hereditas*, 29: 237–245.
- Sneller C. H., Kilgore-Norquest L., Dombek D. (1997): Repeatability of yield stability statistics in soybean. *Crop Sci.*, 37: 383–390.
- Vratarić M., Krizmanić M., Sudarić A., Volenik S. (1993): The evaluation of the high and stability yield and quality of domestic soybean varieties in Eastern Croatia. *Poljopriv. Akt.*, 29: 31–41. (In Croatian)
- Vratarić M., Sudarić A., Volenik S., Duvnjak T. (1998): Breeding of soybean cultivars I maturity group for high and stable yield under climatic conditions of Eastern Croatia. *Proc. Agric. For. Adaptability to climatic change, Zagreb: 169–175.* (In Croatian)
- Winner C. (1981): *Zuckerrübenbau*. Frankfurt.
- Zdunić Z. (1998): Stability and adaptability of yield in new Os maize hybrids. [Dissertation.] Zagreb, Agron. Fak. Sveučil.

Received on February 22, 1999

Corresponding author:

Dr. Sc. Ivica Liović, Institut za šećernu repu, M. Divalta 320, HR-31103 Osijek, Croatia, tel.: +385 31 50 51 62, fax: +385 31 50 61 61, e-mail: vladkov@jagor.srce.hr

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

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

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

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

ZMENY OBSAHU LIGNÍNU A ESTEROV FENOLKARBOXYLOVÝCH KYSELÍN V ZÁVISLOSTI OD HNOJENIA A OBNOVY TRÁVNEHO PORASTU

CHANGES IN LIGNIN AND ESTERIFIED PHENOLCARBOXYL ACIDS CONTENTS IN RELATION TO GRASSLAND FERTILIZATION AND RENOVATION

P. Slamka

Slovak Agricultural University in Nitra, Slovak Republic

ABSTRACT: Effect of fertilization (four treatments) and radical renovation of original grassland on the lignin and esterified phenolcarboxyl acids (CPFI) concentrations in grass phytomass and their impact on organic dry matter digestibility (SOH) was investigated on semi-natural grassland of *Lolio-Cynosuretum typicum* association during the years 1992 to 1994. It was found out that original grassland renovation reduced lignin concentration by 11% (statistically highly significant differences) on the average of years, cuts and treatments (Tabs. III, VII, VIII) and on the other side, it caused an increase of CPFI concentration approximately by 9% (statistically non-significant differences) (Tabs. IV, VII). Increasing concentration of CPFI was caused by higher *Dactylis glomerata* dominance in the cover as a consequence of radical original grassland renovation (Tab. VI). There was determined strong positive correlation between *Dactylis glomerata* dominance in the cover and CPFI concentration in grass phytomass. Nitrogen fertilization (especially the rate of 180 kg N.ha⁻¹) raised CPFI concentration in phytomass dry matter on both investigated stands (original and renovated). At the same time both investigated experimental factors (fertilization and renovation) caused minimum differences (non-significant) in organic dry matter digestibility between original and renovated grassland grass phytomass. The values of digestibility depended on CPFI concentration in dry matter of grass phytomass. There was found strong negative correlation ($r = -0.85$) in all cuts indicating that the digestibility was decreasing with increasing CPFI concentration. Similar relation was also determined between lignin concentration and digestibility ($r = -0.67$).

Keywords: grassland; radical renovation; fertilization; lignin; esterified phenolcarboxyl acids; digestibility

ABSTRAKT: Na poloprirodnom trávnom poraste (asociácia *Lolio-Cynosuretum typicum* Jurko, 1974) bol sledovaný vplyv hnojenia (štyri varianty) a radikálnej obnovy tohto porastu na obsah lignínu a koncentráciu esterov fenolkarboxylových kyselín v sušine trávnej fytomasy a ich dopad na stráviteľnosť organickej hmoty sušiny počas rokov 1992 až 1994. Obnova pôvodného trávneho porastu znižovala štatisticky vysoko preukazne obsah lignínu o 11 % (priemer rokov, kosieb a variantov) a štatisticky nepreukazne zvyšovala koncentráciu esterov fenolkarboxylových kyselín o 9 %. Zvýšenie koncentrácie esterov fenolkarboxylových kyselín bolo spôsobené zvýšením pokrývnosti reznáčky laločnatej (*Dactylis glomerata* L.) na obnovenom poraste. Medzi pokrývnosťou reznáčky laločnatej a koncentráciou esterov fenolkarboxylových kyselín v sušine trávnej fytomasy bola vypočítaná stredne silná kladná korelácia. Hnojenie dusíkom (najmä dávka 180 kg N.ha⁻¹) zvyšovalo koncentráciu esterov fenolkarboxylových kyselín v sušine fytomasy oboch porastov (pôvodného i obnoveného). Obe sledované faktory (obnova, hnojenie) podmieňovali v priemere rokov, kosieb a variantov minimálne (štatisticky nepreukazné) zmeny v stráviteľnosti organickej hmoty sušiny medzi pôvodným a obnoveným porastom. Hodnoty stráviteľnosti organickej hmoty boli závislé od koncentrácie esterov fenolkarboxylových kyselín. Vo všetkých kosbách bol zistený silný negatívny vzťah ($r = -0,85$), z čoho vyplýva, že stráviteľnosť klesala so stúpajúcou koncentráciou esterov fenolkarboxylových kyselín. Rovnako medzi obsahom lignínu a stráviteľnosťou organickej hmoty bola zistená silná negatívna závislosť ($r = -0,67$).

Kľúčové slová: trávny porast; radikálna obnova; hnojenie; lignín; estery fenolkarboxylových kyselín; stráviteľnosť

ÚVOD

V priebehu rastu a vývoja rastlín dochádza ku kvantitatívnym a kvalitatívnym zmenám v bunkových obaloch a následne v rastlinných pletivách. Pokiaľ sa nezačne objavovať na rastlinách súkvetie, je v rastlinách limito-

vaný obsah lignínu, rastliny sú štavnaté s relatívne vysokým obsahom vody, majú vysokú stráviteľnosť a koncentráciu energie (Thomas, 1983). Starnutím sa koncentrácia lignínu v nadzemnej biomase rastlín zvyšuje priemerne o 0,03 % za deň, pričom v mladších vývojových štádiách je jeho obsah okolo 50 g.kg⁻¹ sušiny,

v starších sa zvyšuje až na 100 g.kg⁻¹ (Keftasa, Tuveson, 1993).

Zrýchlenie dynamiky lignifikácie buniek a pletív je obvykle spojené so začiatkom tvorby generatívnych orgánov. Od tejto fázy je lignifikácia intenzívna a prejavuje sa zhoršenou kvalitou krmiva, predovšetkým poklesom stráviteľnosti organickej hmoty.

Esterifikované fenolkarboxylové kyseliny (kumarínová, ferulová, hydroxybenzoová a iné) majú podobné účinky na stráviteľnosť organickej hmoty krmiva ako lignín. Sú podobne ako lignín viazané na vlákninové štruktúry bunecných stien, ale ich esterické väzby na rozdiel od lignínových sú reverzibilné, v dôsledku čoho sa tieto kyseliny počas fermentácie krmiva v zažívacom trakte prežúvavcov uvoľňujú a pôsobia baktericídne na mikroorganizmy v bachore. Ich primárnym účinkom je však inhibícia prenikania celulolytických enzýmov do vlákninovej štruktúry buniek s následným znížením stráviteľnosti bunkového obsahu (Seehovic, 1992a, b).

V prezentovanom príspevku sme analyzovali závislosť obsahu lignínu a esterifikovaných fenolkarboxylových kyselín od úrovne hnojenia a radikálnej obnovy trávneho porastu. Skúmali sme tiež vzťah medzi koncentráciou týchto chemických štruktúr a stráviteľnosťou rastlinnej fytoomy.

MATERIÁL A METÓDY

Experimentálne sledovania uvedenej problematiky sme realizovali na poloprirodných trávnych porastoch ŠM Nitriaris Pravno (Strážovské vrchy, geografická jednotka Malá Magura, lokalita Chvojnica). Zaujímavé územie pokusného stanovišťa leží vo výške 600 m n. m. Pôdna reakcia je vo vrchnej časti pôdneho profilu (do 150 mm) extrémne kyslá, nedosahuje ani 4,2 pH/KCl. Celkový obsah dusíka dosahuje strednú úroveň. Obsah fosforu v tejto časti pôdneho profilu je nízky. Obsah prístupného horčíka je stredný. Naopak, obsah draslíka je extrémne vysoký (tab. I). Agrochemické vlastnosti pôdy uvádza tab. II. V rámci agroklimatického členenia patrí územie do agroklimatickej oblasti mierne chladnej, podoblasti mierne vlhkej s prevažne chladnou zimou. Priemerná ročná teplota dosahuje 7,4 °C, za vegetačné obdobie (IV. až IX.) 13,8 °C. Ročné vodné zrážky majú priemernú hodnotu 805 mm, za vegetačné

obdobie 446 mm. Severovýchodná až severná expozícia lokality pokusného stanovišťa vytvára priaznivé podmienky pre relatívne vyrovnanú vlahovú bilanciu v priebehu roka.

Dvojfaktorový pokus bol založený v dvoch paralelných blokoch: prvý blok predstavuje poloprirodný trávny porast (PTP), druhý blok dočasný trávny porast (DTP).

PTP reprezentoval pôvodný poloprirodný trávny porast z typologického hľadiska identifikovaný ako zväz *Cynosurion* R. Tx. 1937, asociácia *Lolium-Cynosuretum typicum* Jurko, 1974. Na druhom bloku (DTP) bola realizovaná radikálna obnova pôvodného porastu hlbokou jesennou orbou (v roku 1991) pluhom s predplúžkom. Na jar nasledujúceho roku bola urobená predsejbová príprava pôdy a následná sejba ďatelinotrávnej miešanky tohto zloženia:

<i>Lolium multiflorum</i> <i>x Festuca arundinacea</i>	hybrid Felina	12 kg.ha ⁻¹
<i>Lolium perenne</i>	odroda Metropol	8 kg.ha ⁻¹
<i>Dactylis glomerata</i>	odroda Rela	4 kg.ha ⁻¹
<i>Trifolium pratense</i>	odroda Sigord	3 kg.ha ⁻¹
<i>Trifolium repens</i>	odroda Huia	2 kg.ha ⁻¹
	Σ	29 kg.ha ⁻¹

Obidva bloky mali rovnaké varianty minerálnej výživy (usporiadané náhodne v štyroch opakovaníach), zhodný spôsob delenia dusíka k jednotlivým kosbám a boli na nich použité rovnaké formy priemyselných hnojív (tab. I).

Fosfor sa aplikoval vo forme superfosfátu, draslík vo forme liadku amónneho s vápencom. Prvá aplikácia N a PK hnojív sa na obidvoch blokoch uskutočnila na jar v čase zazeleňovania porastov, ďalšie dávky N sa aplikovali najneskôr 10 dní po kosbe. Porasty sa kosili trikrát počas vegetačného obdobia:

Lignín a čistú celulózu sme stanovili gravimetrickou metódou, pôsobením trietylenglykolu aktivovaného kyselinou chlorovodíkovou na vzorku rastlinného materiálu.

Po spracovaní vzorky rastlinného materiálu kyslým detergentom ADS rozpusteným v N-acetyl-N,N,N-trimetylamóniu sme stanovili obsah lignocelulózy vo vzorke gravimetricky.

Esterifikované fenolkarboxylové kyseliny (CPFI) sme stanovili v metanolovom extrakte, v ktorom dochádza k redukcii prítomných fenolov v alkalickom prostredí. Z farebného komplexu vytvoreného reakciou molybdenových a wolfrámových solí s fenolovými látkami sa spektrofotometricky stanoví intenzita modrého sfarbenia roztoku odmeraním extinkcie. Lineárny vzťah medzi optickou hustotou a obsahom fenolov umožňuje vypočítať koncentráciu v g.kg⁻¹ sušiny podľa vzťahu:

$$CPFI = (\text{extinkcia CPFI} \cdot 0,8877 - 0,0066) \cdot 5000 / \text{obsah sušiny vo vzorke (g.kg}^{-1} \text{ sušiny)}$$

Stráviteľnosť organickej hmoty (SOH) v % sme vypočítali matematickou rovnicou (Seehovic, 1991):

I. Dávky živín a ich delenie – Rates of nutrients and their division

Variant ¹	Počet kosieb ²	Dávka živín ³ (kg.ha ⁻¹)			Termín aplikácie N ⁴		
		P	K	N	na jar ⁵	po 1. kosbe ⁶	po 2. kosbe
1	3	–	–	–	–	–	–
2	3	30	60	–	–	–	–
3	3	30	60	90	30	30	30
4	3	30	60	180	60	60	60

¹treatment, ²number of cuts, ³rate of nutrients, ⁴term of N application, ⁵in spring, ⁶after the cut

$$\text{SOH} = 34,286 - 1,295 \text{ L} + 0,589 \cdot (113,71 - 1,222 \text{ LC} + 0,462 \text{ CV} - 10,85 \text{ CPFI})$$

kde: L – obsah lignínu v sušine TP (%)
 LC – obsah lignocelulózy v sušine TP (%)
 CV – obsah čistej celulózy v sušine TP (%)
 CPFI – obsah esterifikovaných fenolových kyselín v sušine TP (%)

VÝSLEDKY A DISKUSIA

Koncentrácia lignínu v sušine

Typ porastu (označenie nie je použité vo fytoecologickom zmysle, ale len na rozlíšenie skúmaných porastov PTP a DTP) mal štatisticky vysoko preukazný

vplyv na obsah lignínu v sušine trávnej hmoty. V dôsledku radikálnej obnovy sa znížil obsah lignínu v sušine DTP (priemer rokov, kosieb a variantov) z 54,87 g.kg⁻¹ (PTP) na 48,59 g.kg⁻¹ (DTP), t. j. o 11,4 %, pričom tento rozdiel bol štatisticky významný v prospech DTP (tab. III, VII, VIII). Podobná situácia bola aj na jednotlivých variantoch, keď na DTP sme zistili nižšie koncentrácie lignínu v porovnaní s PTP.

Hnojenie nemalo v jednotlivých kosbách i v celoročných úrodách sušiny (priemer rokov) štatisticky významný vplyv na obsah lignínu. Na DTP bola zistená tendencia znižovania obsahu lignínu so zvyšujúcou sa dávkou N v druhých a v tretích kosbách i v celoročnej úrode. Na PTP sme takúto tendenciu nezistili a nižší

II. Agrochemické vlastnosti pôdy – Agrochemical soil properties

Hĺbka odberu ¹ (mm)	Pôdna reakcia ² (pH/KCl)	Oxidovateľný uhlík ³ C _{ox} (g.kg ⁻¹)	Obsah humusu ⁴ (g.kg ⁻¹)	Celkový dusík ⁵ N _{tot} (g.kg ⁻¹)	Priateľné živiny ⁶ (mg.kg ⁻¹)		
					P	K	Mg
50–100	4,13	25,8	44,4	2,04	15,76	696	68
200–300	3,83	13,6	23,4	0,95	9,70	604	23
300–400	3,88	5,3	9,2	0,37	0,66	636	29
600–700	3,92	1,7	2,9	0,25	8,33	559	36

¹depth of sampling, ²soil reaction, ³oxidable carbon, ⁴humus content, ⁵total nitrogen, ⁶available nutrients

III. Obsah lignínu v sušine trávnych porastov (g.kg⁻¹) – Lignin content in dry matter of grass phytomass (g.kg⁻¹)

Roky ¹	Varianty ²	Kosby ³							
		PTP				DTP			
		I.	II.	III.	VP	I.	II.	III.	VP
1992	1	56,30	54,00	37,40	54,15	48,10	55,10	27,40	46,87
	2	52,00	64,70	40,30	57,17	54,30	63,80	27,60	53,09
	3	50,30	61,20	40,00	53,22	51,70	53,90	26,60	45,81
	4	43,40	56,50	34,50	48,23	61,00	56,60	23,60	49,63
	VP	49,86	59,27	37,83	52,68	54,46	56,84	25,59	48,68
1993	1	46,80	52,50	44,10	47,91	49,90	49,80	50,00	49,90
	2	69,00	52,40	56,90	62,71	53,40	49,20	53,60	52,59
	3	57,30	51,20	46,50	53,13	55,10	39,70	35,40	45,49
	4	46,40	59,50	43,40	49,97	57,10	43,50	37,60	46,86
	VP	54,88	54,99	46,34	53,08	54,39	43,99	40,47	47,92
1994	1	61,60	59,50	67,70	62,20	51,40	51,80	51,90	51,61
	2	51,20	50,80	68,00	55,01	52,10	53,50	52,00	52,37
	3	57,40	65,80	68,10	61,60	39,80	44,70	47,80	42,54
	4	55,90	57,50	60,10	57,17	34,50	45,50	49,60	51,40
	VP	56,35	58,85	65,45	57,17	49,05	48,15	50,03	49,07
VP 1992–1994	1	55,80	54,85	54,00	55,27	49,94	52,62	44,91	49,60
	2	57,05	58,99	58,68	57,96	53,18	56,08	46,75	52,56
	3	55,19	59,39	52,77	56,02	47,18	46,17	36,48	44,47
	4	49,33	57,69	46,85	51,68	57,08	48,73	37,32	49,33
	VP	53,93	58,00	51,76	54,87	52,19	49,97	39,62	48,59

Vysvetlivky k tab. III až V – Explanations to Tabs. III to V:

VP = vážený priemer – weighted mean

PTP = poloprirodný trávny porast – seminatural grassland

DTP = dočasný trávny porast – temporary grassland

¹years, ²treatments, ³cuts

IV. Obsah esterov fenolkarboxylových kyselín v sušine trávnych porastov ($\text{g}\cdot\text{kg}^{-1}$) – Content of esterified phenolcarboxyl acids in dry matter of grass phytomass ($\text{g}\cdot\text{kg}^{-1}$)

Roky ¹	Varianty ²	Kosby ³							
		PTP				DTP			
		I.	II.	III.	VP	I.	II.	III.	VP
1992	1	12,27	11,02	10,90	11,61	13,72	10,92	10,40	12,24
	2	12,08	12,10	11,64	12,05	10,75	10,81	10,10	10,67
	3	12,15	11,75	11,60	11,89	10,89	10,87	10,76	10,85
	4	12,85	11,30	10,80	11,82	11,52	11,25	10,98	11,29
	VP	12,36	11,56	11,26	11,85	11,60	11,01	10,72	11,22
1993	1	11,14	11,86	11,50	11,39	11,71	12,53	11,77	11,91
	2	5,79	11,16	11,35	8,09	13,12	12,20	10,56	12,44
	3	9,35	11,76	11,69	10,57	12,87	12,43	12,37	12,61
	4	15,56	12,21	12,16	13,56	14,99	13,20	13,11	13,86
	VP	10,75	11,86	11,83	11,31	13,37	12,74	12,41	12,94
1994	1	12,11	13,06	13,94	12,61	15,19	14,33	13,63	14,62
	2	13,40	13,17	14,77	13,67	16,18	14,57	13,90	15,27
	3	13,61	12,91	14,76	13,73	16,28	15,70	15,70	16,03
	4	14,38	14,81	14,55	14,51	16,56	16,21	16,31	16,42
	VP	13,53	13,62	14,59	13,78	16,16	15,35	15,18	15,76
VP 1992–1994	1	11,90	11,65	12,54	11,90	13,70	12,54	12,22	13,09
	2	10,61	12,12	13,13	11,51	13,57	12,68	12,06	13,06
	3	11,88	12,01	12,83	12,11	13,81	13,01	12,90	13,38
	4	14,30	12,32	12,63	13,27	14,69	13,35	13,50	14,00
	VP	12,34	12,08	12,78	12,34	14,02	12,99	12,92	13,49

For 1–3 see Tab. III

V. Stráviteľnosť organickej hmoty sušiny trávneho porastu (%) – Organic dry matter digestibility of grass phytomass (%)

Roky ¹	Varianty ²	Kosby ³							
		PTP				DTP			
		I.	II.	III.	VP	I.	II.	III.	VP
1992	1	71,93	73,58	77,88	73,04	71,92	72,78	80,93	73,73
	2	73,22	69,72	76,42	71,79	74,17	71,93	81,01	74,53
	3	74,05	71,08	75,06	72,96	74,35	73,01	79,36	75,27
	4	73,87	73,05	79,70	74,35	71,27	72,04	81,90	74,35
	VP	73,39	71,83	77,21	73,15	72,89	72,43	80,82	74,54
1993	1	74,94	73,10	74,78	74,41	73,12	71,75	72,94	72,77
	2	75,29	73,49	72,79	74,42	71,01	72,23	73,79	71,79
	3	73,57	73,11	74,06	73,54	70,39	73,82	74,87	72,56
	4	69,59	73,13	73,84	71,87	67,16	72,61	73,79	70,88
	VP	72,96	73,18	73,85	73,22	70,03	72,81	74,01	71,83
1994	1	70,51	70,92	68,23	70,21	68,10	70,12	70,16	69,07
	2	70,86	72,14	66,85	70,19	66,53	69,55	69,55	67,95
	3	69,49	69,07	66,34	68,68	68,65	69,29	67,89	68,64
	4	69,37	69,72	67,65	69,07	65,56	69,35	67,06	66,72
	VP	69,94	70,23	67,13	69,39	67,12	69,52	68,34	67,94
VP 1992–1994	1	72,19	72,90	72,26	72,43	70,77	71,57	73,82	71,62
	2	72,96	71,08	70,64	71,96	70,25	71,03	73,44	71,06
	3	72,12	71,20	71,43	71,69	70,73	72,02	74,11	71,89
	4	70,75	72,39	73,18	71,82	67,63	71,49	74,03	70,44
	VP	71,90	71,86	72,04	71,91	69,65	71,57	73,93	71,18

For 1–3 see Tab. III

VI. Pokryvnosť reznáčky laločnatej v porastoch (%) – *Dactylis glomerata* dominance in the covers

Porast ¹	Variant ²	Kosba ³								
		1992			1993			1994		
		1.	2.	3.	1.	2.	3.	1.	2.	3.
PTP	1	3,25	4,25	4,5	6,25	4,2	5,25	6,3	4	7
	2	2,25	2,5	3,25	4,5	4	4	4,75	4	5,75
	3	4,75	5,5	6	10,25	12,25	13,5	11,75	12,55	15,75
	4	6,75	8,25	9,5	11,1	12,75	16,75	15,75	16,25	20,5
DTP	1	17	22	22,75	46	40,75	44,75	51,25	46,75	69,5
	2	19,25	25,25	31,5	48,5	45	51,5	51,63	49,85	70,75
	3	20	30,5	28	58,25	74,75	76,5	88	81,25	87
	4	19,25	33	35,25	66,75	85	87,75	92,25	87,4	91

¹cover, ²treatment, ³cut

VII. Dvojfaktorová analýza rozptylu vplyvu sledovaných faktorov na obsah lignínu, esterov fenolkarboxylových kyselín (CPFI) a stráviteľnosť organickej hmoty sušiny (SOH) – Variance analysis of studied factors effect on content of lignin and esterified phenolcarboxyl acids (CPFI), and organic dry matter digestibility (SOH)

Znak ¹	Kosba ²	zdroj variability ³	df	1.		2.		3.		\bar{x}	
				MS	F	MS	F	MS	F	MS	F
Lignín	porast ⁴		1	15,36	0,42	258,1	6,70*	639,6	3,38*	230	14,40**
	hnojenie ⁵		3	13,79	0,37	10,2	0,28	74,1	0,39	34,5	2,16
	porast x hnojenie		3	75,44	2,04	50,6	1,37	18,3	0,1	20,8	1,3
	rezíduum ⁶		16	36,96		36,9		189,2		16	
CPFI	porast		1	15,18	2,53	2,61	0,85	0,0002	0	6,37	1,58
	hnojenie		3	6,38	1,06	0,97	0,32	1,51	0,36	2,61	0,61
	porast x hnojenie		3	2,02	0,34	0,07	0,02	1,08	0,26	0,23	0,06
	rezíduum		16	6		3,08		4,19		4,27	
SOH	porast		1	24,93	3,24	0,55	0,17	16,09	0,5	1,64	0,2
	hnojenie		3	8,04	1,05	0,35	0,11	1,89	0,06	1,07	0,13
	porast x hnojenie		3	1,06	0,14	1,1	0,34	1,6	0,05	0,66	0,08
	rezíduum		16	7		3,29		32,52		8,23	

df = stupne voľnosti – degrees of freedom

MS = priemerný štvorec – mean square

F = vypočítaná F-hodnota – calculated F-value

* štatisticky preukazný – significant difference

** štatisticky vysoko preukazný – highly significant difference

¹trait, ²cut, ³source of variability, ⁴cover, ⁵fertilization, ⁶residuum

VIII. Vplyv sledovaných faktorov na obsah lignínu v sušine trávnej fytohmoty (Tukeyov test) – Effect of studied factors on lignin content in dry matter of grass phytomass (Tukey test)

Znak ¹	Kosba ²	1.	2.	3.	\bar{x}
Porast ³	PTP	53,97 a	57,13 a	50,58 a	55,21 a
	DTP	52,37 a	50,08 b	40,25 b	49,02 b
Hnojenie ⁴	variant ⁵ 1	52,35 a	53,78 a	46,42 a	52,12 ab
	variant 2	55,33 a	55,70 a	49,73 a	55,50 a
	variant 3	51,93 a	52,75 a	44,07 a	50,28 bc
	variant 4	53,05 a	53,18 a	41,47 a	50,55 b

¹trait, ²cut, ³cover, ⁴fertilization, ⁵treatment

obsah lignínu na variantoch hnojených N (var. 3, 4) bol zaznamenaný len v tretej kosbe (tab. III).

Skúmané porasty reagovali rôzne na dávku N. Na PTP vyššia dávka (var. 4) znižovala obsah lignínu v porovnaní s var. 3 vo všetkých kosbách (priemer rokov), na DTP opačne. Aj v sušine celoročných úrod (priemer rokov) bola na var. 4 PTP nižšia koncentrácia lignínu ($51,68 \text{ g.kg}^{-1}$) v porovnaní s var. 3 ($56,02 \text{ g.kg}^{-1}$); na DTP opačne, t. j. na var. 4 činila $49,33 \text{ g.kg}^{-1}$ v porovnaní s $44,47 \text{ g.kg}^{-1}$ na var. 3. Príčina rôznej reakcie porastov na zvýšenie dávky N tkvie pravdepodobne v mineralizačnom efekte, ktorý bol vyvolaný orbou pôvodného porastu pri jeho radikálnej obnove. V dôsledku toho došlo k eliminácii účinku rôznych dávok N na var. 3 a 4 DTP.

PK hnojenie (var. 2) malo v priemere troch rokov jednoznačnú tendenciu zvyšovať obsah lignínu v sušine úrody jednotlivých kosieb i v sušine celoročných úrod v porovnaní s nehnojeným variantom (var. 1) na obidvoch porastoch. Je to logické, pretože na PK variante bola vyššia pokryvnosť druhov z floristických skupín leguminóz a bylín, ktoré sa vyznačujú vyšším obsahom lignínu v porovnaní s trávami.

Dynamika vývoja obsahu lignínu (priemer rokov a variantov) v kosbách mala na DTP zostupný trend s najnižším obsahom v tretej kosbe ($39,62 \text{ g.kg}^{-1}$), na PTP sa obsah lignínu zvýšil na maximum v druhej kosbe ($58,00 \text{ g.kg}^{-1}$) a v tretej poklesol na minimum ($51,76 \text{ g.kg}^{-1}$). Z hľadiska stráviteľnosti zodpovedajú koncentrácie lignínu v sušine na obidvoch typoch porastov limitnej podmienke, ktorá predstavuje koncentráciu 70 g.kg^{-1} sušiny (Scehovic, 1992b). Holúbek, Slamka (1993) uvádzajú, že PTP pri trojkosnom využívaní uvedenú limitnú hodnotu neprekračuje, čo je v súlade aj s výsledkami tohto experimentu (tab. III). Medzi koncentraciou lignínu v sušine trávnej fytohmoty a stráviteľnosťou organickej hmoty sme zistili relatívne silnú negatívnu závislosť ($r = -0,67$; $n = 72$).

Koncentrácia esterov fenolkarboxylových kyselín (CPFI) v sušine

Na základe analýzy variancie možno konštatovať, že typ porastu nemal štatisticky významný vplyv na koncentráciu CPFI v sušine úrod jednotlivých kosieb ani v sušine celoročnej úrody (tab. VII).

Za celé obdobie trvania pokusu (priemer rokov, kosieb a variantov) bola na PTP zistená koncentrácia CPFI v sušine na úrovni $12,34 \text{ g.kg}^{-1}$, na DTP $13,49 \text{ g.kg}^{-1}$, t. j. o 9,3 % viac v porovnaní s PTP. Vyššie koncentrácie CPFI boli v priemerných hodnotách za tri roky dosiahnuté aj na jednotlivých variantoch DTP v porovnaní s variantmi PTP (tab. IV) vo všetkých kosbách i ich priemeroch. Tento trend je viditeľný aj na variantoch v jednotlivých kosbách a rokoch (s výnimkou tretej kosby 1993 a 1994). Podobne ako typ porastu (resp. radikálna obnova) ani hnojenie nemalo štatisticky významný vplyv na koncentráciu CPFI v sušine trávnej hmoty (tab. VII).

U trojročných priemerov koncentrácií CPFI v sušine celoročnej úrody je na obidvoch typoch trávnych porastov zrejماً tendencia ich vyššej koncentrácie na variantoch hnojených N a zvyšuje sa s dávkou N. Najnižšie koncentrácie boli zistené na PK variante alebo na nehnojenom variante. S výnimkou prvého roku pokusu a tretej kosby 1994 na PTP a tiež prvej kosby 1992 na DTP bola najvyššia koncentrácia CPFI na štvrtých variantoch, t. j. pri najintenzívnejšom hnojení N.

V kosbách (priemer rokov) bol zaznamenaný trend poklesu koncentrácie smerom k tretej kosbe na DTP; na PTP bola najvyššia koncentrácia v tretej kosbe ($12,78 \text{ g.kg}^{-1}$) a najnižšia v druhej kosbe ($12,08 \text{ g.kg}^{-1}$) v priemere všetkých variantov.

Koncentrácia CPFI v sušine trávneho porastu je ovplyvňovaná predovšetkým jeho floristickým zložením (Scehovic, 1991). Vyššia koncentrácia bola stanovená vo floristickej skupine tráv, v rámci ktorej napr. reznáčka laločnatá (v rastovej fáze metania) obsahuje $15,48 \text{ g.kg}^{-1}$ sušiny CPFI. So zvyšujúcim sa podielom floristickej skupiny bylín v trávnom poraste koncentrácia CPFI klesá, nakoľko jednotlivé druhy bylín majú v porovnaní s trávami nižší obsah CPFI (napr. *Taraxacum officinale* $5,79 \text{ g.kg}^{-1}$, *Geranium silvaticum* $7,26 \text{ g.kg}^{-1}$).

Uvedené poznatky potvrdzujú naše výsledky, na základe ktorých sme vypočítali stredne silnú kladnú koreláciu medzi pokryvnosťou reznáčky laločnatej a koncentraciou CPFI v sušine (v prvej kosbe $r = +0,60$; v druhej kosbe $r = +0,59$; v tretej kosbe $r = +0,44$; $n = 24$), čo sa v konečnom dôsledku prejavilo znížením stráviteľnosti organickej hmoty na variantoch s dominanciou reznáčky laločnatej, najmä v treťom roku trvania pokusu (tab. IV, V, VI).

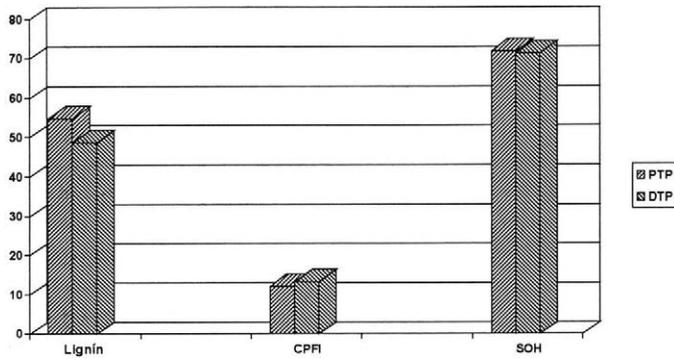
Hodnoty koncentrácie CPFI na DTP v záverečnom roku pokusu na variantoch hnojených N vo všetkých troch kosbách ($15,7$ až $16,56 \text{ g.kg}^{-1}$) pri absolútnej dominancii reznáčky laločnatej (okolo 90 %, tab. VI) zodpovedajú približne obsahu CPFI v reznáčke laločnatej ($15,48 \text{ g.kg}^{-1}$).

Stráviteľnosť organickej hmoty sušiny

Na základe analýzy rozptylu sme zistili, že typ porastu ani hnojenie nemali štatisticky preukazný vplyv na stráviteľnosť organickej hmoty sušiny úrod jednotlivých kosieb i celoročnej úrody (tab. VII).

Hnojenie najvyššou dávkou N (var. 4) pôsobilo na stráviteľnosť sušiny (priemer rokov) negatívne v prvých kosbách na obidvoch typoch porastov (PTP 70,75 %; DTP 67,63 %). V ďalších kosbách (i v priemere kosieb) boli hodnoty stráviteľnosti na variantoch veľmi vyrovnané na PTP i DTP, t. j. vplyv hnojenia sa v trojročnom časovom horizonte prejavil na stráviteľnosti organickej hmoty sušiny minimálne (tab. V).

Hodnoty stráviteľnosti organickej hmoty boli závislé od koncentrácie esterov fenolkarboxylových kyselín v sušine trávnej fytohmoty. Vo všetkých kosbách sme zistili silný negatívny vzťah (v prvej kosbe $r = -0,85$; v druhej



1. Obsah lignínu (g.kg^{-1}), esterov fenolkarboxylových kyselín (g.kg^{-1}) a stráviteľnosť organickej hmoty sušiny trávnej fytohmoty (%); priemer rokov a variantov – Content of lignin (g.kg^{-1}), esterified phenolcarboxylic acids (g.kg^{-1}) and organic dry matter digestibility of grass phytomass (%); average of years and treatments

kosbe $r = -0,74$; v tretej kosbe $r = -0,90$; $n = 24$), z čoho vyplýva, že stráviteľnosť organickej hmoty klesala so stúpajúcou koncentráciou CPFI (Scehovic, 1992a).

Môžeme pozorovať (tab. V), že v treťom roku pokusu v porovnaní s predchádzajúcimi rokmi stráviteľnosť organickej hmoty sušiny na jednotlivých variantoch klesala na obidvoch typoch trávnych porastov ako dôsledok zvyšujúcej sa koncentrácie CPFI (tab. IV), spôsobenej zvýšenou dominanciou floristickej skupiny tráv (a v rámci nej najmä reznáčky laločnatej, tab. VI) v porastoch v záverečnom roku trvania pokusu.

ZÁVER

Obnova pôvodného trávneho porastu spôsobila zníženie obsahu lignínu o 11 % v priemere rokov, kosieb a variantov. Na druhej strane tento faktor zvyšoval koncentráciu esterov fenolkarboxylových kyselín (CPFI) približne o 9 % (priemer rokov, kosieb a variantov). Zvýšenie koncentrácie CPFI v sušine bolo spôsobené zvýšením pokrývnosti reznáčky laločnatej vplyvom obnovy pôvodného porastu. Medzi pokrývnosťou reznáčky laločnatej a koncentráciou CPFI v sušine sme vypočítali stredne silnú kladnú koreláciu (v prvej kosbe $r = +0,60$; v druhej kosbe $r = +0,59$; v tretej kosbe $r = +0,44$; $n = 24$), čo sa v konečnom dôsledku prejavilo znížením stráviteľnosti organickej hmoty na variantoch s dominanciou reznáčky laločnatej v treťom roku trvania pokusu.

Hnojenie N (najmä dávka 180 kg.ha^{-1}) zvyšovalo koncentráciu CPFI v sušine na obidvoch porastoch.

Obidva sledované faktory (typ porastu a hnojenie) podmieňovali v priemere rokov minimálne zmeny v stráviteľnosti organickej hmoty sušiny medzi PTP a DTP. Hodnoty stráviteľnosti organickej hmoty boli závislé od koncentrácie esterov fenolkarboxylových ky-

selín v sušine trávnej fytohmoty. Vo všetkých kosbách sme zistili silný negatívny vzťah (v prvej kosbe $r = -0,85$; v druhej kosbe $r = -0,74$; v tretej kosbe $r = -0,90$; $n = 24$), z čoho vyplýva, že stráviteľnosť organickej hmoty klesala so stúpajúcou koncentráciou CPFI. Rovnako medzi koncentráciou lignínu a stráviteľnosťou organickej hmoty sme zistili silnú negatívnu závislosť ($r = -0,67$; $n = 72$). Keďže obnova porastu spôsobila zvýšenie koncentrácie CPFI a súčasne zníženie obsahu lignínu v sušine, výsledkom týchto protichodných procesov boli minimálne, štatisticky nepreukazné rozdiely v stráviteľnosti organickej hmoty sušiny medzi PTP a DTP v priemere rokov a kosieb (obr. 1).

LITERATÚRA

- Holúbek R., Slamka P. (1993): Kvalita vybraných druhov lúčnych rastlín po dlhodobom hnojení poloprirodného trávneho porastu. In: Výživná hodnota krmív a ich vplyv na kvalitu jatočných produktov, Nitra, VŠP: 323–328.
- Keftasa D., Tuvešson M. (1993): The nutritional value of lucerne (*Medicago sativa* L.) in different developmental stages. Swed. J. Agric. Res., 23: 153–159.
- Scehovic J. (1991): Considérations sur la composition chimique dans l'évaluation de la qualité des fourrages des prairies naturelles. Rev. Suis. Agric., 23: 305–310.
- Scehovic J. (1992a): Hodnotenie kvality prírodných trávnych porastov – význam a problémy. In: Súčasné poznatky v produkcií a využití trávnych porastov, Banská Bystrica, VÚLP: 94–101.
- Scehovic J. (1992b): Kvalita objemových krmovín z trvalých trávnych porastov. In: Aktuálne otázky krmovinnárstva v teórii a praxi, Nitra, VŠP: 152–160.
- Thomas D. G. M. et al. (1983): Animal Husbandry. London, Bailliere Tindall.

Došlo 26. 7. 1999

Kontaktná adresa:

Ing. Pavol Slamka, PhD., Slovenská poľnohospodárska univerzita v Nitre, A. Hlinku 2, 949 76 Nitra, Slovenská republika, tel.: +421 87 51 17 51, fax: +421 87 41 14 51, e-mail: slamka@afnet.uniag.sk

INZERCE

Redakce časopisu nabízí tuzemským i zahraničním firmám možnost inzerce na stránkách časopisu ROSTLINNÁ VÝROBA. Prostřednictvím inzerátů uveřejňovaných v našem časopise budou o vašich výrobcích informováni pracovníci z výzkumu a provozu u nás i v zahraničí.

Bližší informace získáte na adrese:

Redakce časopisu ROSTLINNÁ VÝROBA
RNDr. E. Stříbrná
Ústav zemědělských a potravinářských informací
Slezská 7
120 56 P r a h a 2

ADVERTISEMENT

The Editors of the journal offer to the Czech as well as foreign firms the possibility of advertising on pages of the ROSTLINNÁ VÝROBA (Plant Production) journal. Through your adverts published in our journal, the specialists both from the field of research and production will be informed about your products.

For more detailed information, please contact:

ROSTLINNÁ VÝROBA
RNDr. E. Stříbrná
Ústav zemědělských a potravinářských informací
Slezská 7
120 56 P r a h a 2

VÝNOSY POLNÍCH PLODIN V PODMÍNKÁCH HORSKÉ OBLASTI

YIELDS OF FIELD CROPS IN CONDITIONS OF MOUNTAIN REGION

J. Šroller¹, J. Šimon²

¹*Czech University of Agriculture in Prague, Czech Republic*

²*Research Institute of Crop Production, Prague-Ruzyně, Czech Republic*

ABSTRACT: In exact field trials in two different crop rotations the effect of fertilization by industrial fertilizers and manure was studied as affected the yields and the stability of yields of field crops in mountain production type. Experimental site is situated at 670 m above sea level. Average annual air temperature is 5.8 °C, with average annual sum of precipitation 1020 mm. Crop rotations: A) red clover, winter rye, root crop, oat with underseeding; B) red clover, triticale, root crop, spring barley with underseeding. The following three variants of fertilization were selected for each crop rotation: 1. fertilization by industrial fertilizers (used doses of nutrients see Tab. I); 2. fertilization by industrial fertilizers as variant 1 and 30 t.ha⁻¹ of manure to root crop; 3. manuring in a dose of 60 t.ha⁻¹ to root crop and 30 t.ha⁻¹ winter cereal. The greatest differences in the yield of main product as well as in the total production expressed in cereal units were found between variants fertilized in combined way (manure and fertilizers) and variants fertilized only by manure. Red clover alone in the systems of crop rotations did not respond to fertilization, slightly increased hay yields gave in the manured system (3). The other variants only manured (winter and spring cereals, root crops) showed a decrease of yields by 20 to 34% compared with average. Yield stability evaluated for three experimental years (1995, 1996, 1997) was highest in red clover and spring cereals, lower in root crops. It has been showed that replacement of nitrogen fertilizers by manures cannot stabilize yields and prevent contamination of waters. Results confirm that classical system of organo-mineral fertilization was not significantly better than sole fertilization by fertilizers, if perennial leguminose is in the system. Fertilization by organic fertilizers alone in all years showed (except red clover) highly significant decrease of crop yield and productivity of crop rotations. Optimization of production in marginal regions is possible above all by stabilization of crop rotations in representation of perennial forage crops and balanced manuring and fertilizing.

Keywords: mountain production type; systems of fertilization; crop yields; stability of yields

ABSTRAKT: V přesných polních pokusech v horském výrobním typu ČR byl sledován vliv hnojení průmyslovými a statkovými (organickými) hnojivami na výnosy a stabilitu výnosů jetele lučního, ozimých a jarních obilnin a okopanin v trvalých osevních postupech. Pokusy prokázaly významný pozitivní efekt kombinovaného hnojení na výnosy obilnin i okopanin. Plodiny hnojené pouze organicky poskytovaly s výjimkou jetele lučního nižší výnosy o 20 až 34 % oproti průměru. Poměrně vysoká výnosová stabilita ve třech pokusných letech byla zjištěna u jetele lučního a obilnin.

Klíčová slova: horský výrobní typ; systémy hnojení; výnosy plodin; stabilita výnosů

ÚVOD

Marginální oblasti zaujímají v ČR 45 % zemědělské půdy (Kvapilík, 1996). Řada autorů řeší otázky vhodného využití těchto ploch tak, aby byly v souladu nejen produkční, ale i krajinnotvorné aspekty se zřetelem k ekologickým požadavkům. Důslednější diferenciaci pěstování tradičních plodin v závislosti na agroekologických a ekonomických podmínkách zdůrazňují pro tyto oblasti Vrkoč, Vach (1995). Vztahy mezi strukturou plodin a jejich výnosy v osevním postupu se zabývají též Šroller, Rosochatecká (1999), Šimon (1995) a Zimová (1989) upozorňují v těchto podmínkách na úlohu osevních postupů z ekologických hledisek. Klír (1993) dokazuje, že v podhorských oblastech je účelný monitoring soustavy hnojení, přičemž pouhá náhrada průmyslových dusíkatých hnojiv statkovými hnojivami nemůže stabilizovat výnosy

a zamezit znečišťování podzemních vod. Hodnocením soustav plodin v marginálních oblastech ve vztazích výnosy – rentabilita pěstování se zabývá také Šindelářová (1999).

MATERIÁL A METODY

Cílem pokusů založených na pokusné stanici VÚRV Praha-Ruzyně ve Vysokém nad Jizerou v letech 1995 až 1997 bylo posoudit vliv soustav hnojení ve dvou odlišných osevních postupech na produkci hlavního a vedlejšího produktu, výrobnost celkem v obilních jednotkách (OJ) a míru stability v průběhu sledovaných ročníků.

Pokusná stanice ve Vysokém nad Jizerou se nachází v nadmořské výšce 670 m, v horském výrobním typu. Půdním typem je kambizem (hnědá půda), převládajícím

I. Dávky živin v průmyslových hnojivech u variant 1 a 2 (kg.ha⁻¹) – Doses of nutrients in fertilizers in variants 1 and 2 (kg.ha⁻¹)

Plodina ¹	N	P ₂ O ₅	K ₂ O	Celkem ⁶
Jetel luční ²	0	0	0	0
Ozimá obilnina ³	70	50	100	220
Okopanina ⁴	150	60	130	340
Jarní obilnina ⁵	70	75	120	265
Celkem ⁶	290	185	350	825
Průměr ⁷	72,5	46,2	87,5	206,2

¹crop, ²red clover, ³winter cereal, ⁴root crop, ⁵spring cereal, ⁶total, ⁷average

půdním druhem hlinitopísčítá půda s orníční vrstvou do 0,2 až 0,3 m.

Agrochemické vlastnosti ornice: pH (KCl) 5,6; obsah P 18,6 mg.kg⁻¹; obsah K 109,5 mg.kg⁻¹; průměrná roční teplota vzduchu 5,80 °C, průměrná roční suma srážek 1020 mm.

Sledovány byly dva osevnické postupy, lišící se druhy zařazených ozimých a jarních obilnin: A (jetel luční, ozimé žito, okopanina, jarní oves s podsevem); B (jetel luční, tritikale, okopanina, jarní ječmen s podsevem).

V každém osevnickém postupu byly zvoleny tři varianty hnojení: 1. hnojení pouze průmyslovými hnojivy (tab. I); 2. hnojení průmyslovými hnojivy jako u varianty 1 a 30 t.ha⁻¹ chlévského hnoje k okopanině; 3. pouze

II. Výnosy plodin v roce 1995 (v t.ha⁻¹ a v obilních jednotkách na 1 ha) – Crop yields in 1995 (in t.ha⁻¹ and in cereal units per 1 ha)

Osevnický postup ¹	Plodina ²	Varianta hnojení ³	Výnos ⁴ (t.ha ⁻¹)		Obilní jednotky ⁵		
			hlavní produkt ⁶	vedlejší produkt ⁷	hlavní produkt	vedlejší produkt	celkem ⁸
A	jetel luční ⁹	1	9,27	*	4,63	*	4,63
		2	10,17	*	5,09	*	5,09
		3	9,87	*	4,93	*	4,93
		\bar{x}	9,77		4,88		4,88
	ozimé žito ¹⁰	1	6,37	4,47	6,37	0,45	6,82
		2	6,58	4,65	6,58	0,45	7,03
		3	3,85	2,90	3,85	0,29	4,14
		\bar{x}	5,60	4,01	5,60	0,40	6,00
	krmná řepa ¹¹	1	49,96	33,27	5,00	3,37	8,37
		2	50,78	37,12	5,08	3,71	8,79
		3	43,01	17,56	4,30	1,76	6,05
		\bar{x}	47,92	29,32	4,79	2,95	7,74
oves ¹² s podsevem ¹⁵	1	5,23	5,00	5,23	0,75	5,98	
	2	5,27	4,92	5,27	0,74	6,01	
	3	3,55	4,54	3,55	0,68	4,23	
	\bar{x}	4,68	4,82	4,68	0,75	5,41	
B	jetel luční	1	9,34	*	4,67	*	4,67
		2	9,57	*	4,78	*	4,78
		3	9,85	*	4,93	*	4,93
		\bar{x}	9,59		4,79		4,79
	tritikale ¹³	1	7,50	4,60	7,50	0,46	7,96
		2	8,05	4,82	8,05	0,48	8,53
		3	5,21	3,09	5,21	0,31	5,52
		\bar{x}	6,92	4,17	6,92	0,42	7,34
	krmná řepa	1	50,08	27,85	5,01	2,78	7,79
		2	512,41	38,12	5,24	3,81	9,05
		3	48,28	19,03	4,83	1,90	6,73
		\bar{x}	50,25	28,33	5,03	2,83	7,86
jarní ječmen ¹⁴ s podsevem ¹⁵	1	6,25	4,30	6,25	0,64	6,89	
	2	6,25	4,13	6,25	0,62	6,82	
	3	3,27	3,63	3,27	0,54	3,81	
	\bar{x}	5,26	4,02	5,26	0,60	5,84	

¹crop rotation, ²crop, ³fertilization variant, ⁴yield, ⁵cereal units, ⁶main product, ⁷side product, ⁸total, ⁹red clover, ¹⁰winter rye, ¹¹fodder beet, ¹²oat, ¹³triticale, ¹⁴spring barley, ¹⁵with underseeding

organické hnojení v dávce 30 t.ha⁻¹ k ozimu a 60 t.ha⁻¹ k okopanině.

Použité dávky živin k jednotlivým plodinám jsou uvedeny v tab. I. Velikost pokusné parcely byla 25 m² (ve čtyřech opakováních). Agrotechnika pokusu se řídila pokusnickými zásadami, ochrana porostů byla realizována běžnými pesticidy podle potřeby.

Ve výsledcích jsou hodnoceny výnosy hlavního a vedlejšího produktu a jejich přepočty na obilní jednotky. Stabilita výnosů byla vyhodnocena jednak procentuálním porovnáním každé varianty a ročníku s tříletým průměrem varianty, jednak mírou stability.

V roce 1996 vymrzly ozimé obilniny (žito a tritikale) a byly nahrazeny jarními obilninami, v letech 1995

a 1996 byla pěstována krmná řepa, kterou nahradily v roce 1997 brambory.

VÝSLEDKY A DISKUSE

Přehled o naturálních výnosech hlavní a vedlejší produkce a obilních jednotkách (OJ) u sledovaných plodin v jednotlivých pokusných letech podávají tab. II až IV. Informaci o průměrných výnosech hlavního produktu a o celkové produkci plodin, vyjádřené v OJ, uvádí tab. V.

Při hodnocení výnosů sena jetele lučního nebyly mezi osevními postupy zjištěny podstatné rozdíly. V obou osevních postupech u varianty hnojení I (pouze prů-

III. Výnosy plodin v roce 1996 (v t.ha⁻¹ a v obilních jednotkách na 1 ha) – Crop yields in 1996 (in t.ha⁻¹ and in cereal units per 1 ha)

Osevní postup ¹	Plodina ²	Varianta hnojení ³	Výnos ⁴ (t.ha ⁻¹)		Obilní jednotky ⁵		
			hlavní produkt ⁶	vedlejší produkt ⁷	hlavní produkt	vedlejší produkt	celkem ⁸
A	jetel luční ⁹	1	7,57	*	3,78	*	3,78
		2	7,69	*	3,84	*	3,84
		3	8,78	*	4,39	*	4,39
		\bar{x}	7,99		4,00		4,00
	oves ¹²	1	6,00	4,97	6,00	0,74	6,74
		2	5,79	5,57	5,79	0,83	6,62
		3	4,75	4,29	4,75	0,64	5,39
		\bar{x}	5,51	4,94	5,51	0,74	6,25
	krmná řepa ¹¹	1	26,53	30,10	2,65	3,01	5,66
		2	31,53	39,73	3,15	3,97	7,12
		3	21,75	24,18	2,17	2,42	4,60
		\bar{x}	26,60	31,34	2,66	3,13	5,79
	oves ¹² s podsevem ¹⁵	1	4,48	4,27	4,48	0,64	5,12
		2	4,50	4,69	4,50	0,70	5,20
		3	2,05	3,62	2,05	0,54	2,59
		\bar{x}	3,67	4,19	3,68	0,63	4,30
B	jetel luční	1	7,36	*	3,68	*	3,68
		2	7,41	*	3,70	*	3,70
		3	9,01	*	4,50	*	4,50
		\bar{x}	7,92		4,02		4,02
	jarní ječmen ¹⁴	1	4,80	2,44	4,80	0,37	5,17
		2	4,31	2,35	4,31	0,35	4,66
		3	3,70	1,94	3,70	0,29	3,99
		\bar{x}	4,27	2,24	4,27	0,33	4,61
	krmná řepa	1	34,10	31,15	3,41	3,11	6,52
		2	32,92	37,90	3,29	3,79	7,08
		3	22,83	19,33	2,28	1,93	4,21
		\bar{x}	29,95	29,12	2,99	2,94	5,94
	jarní ječmen ¹⁴ s podsevem ¹⁵	1	4,97	3,21	4,97	0,48	5,45
		2	5,33	3,81	5,33	0,57	5,90
		3	2,05	3,35	2,05	0,50	2,55
		\bar{x}	4,12	3,46	4,12	0,52	4,63

⁹ náhradní plodina za vyzimované ozimy – alternative crop under winter killing crops

For 1–15 see Tab. II

myslová hnojiva) byly však výnosy sena nižší oproti variantě 3 (jen organické hnojení), a to u osevního postupu A o 6 % a u osevního postupu B o 9 %. Dokazuje to negativní působení minerálního hnojení dusíkem na podsev jetele lučního při jeho zakládání v porostech jarních obilnin.

Z hodnocení výnosů zrna ozimých obilnin vyplývá, že tritikale dosahovalo ve všech sledovaných letech průkazně vyšších výnosů zrna než ozimé žito (v průměru let o 24 %). Vynechané hnojení průmyslovým dusíkem u ozimých obilnin a jeho náhrada hnojením chlévským hnojem (dávka 30 t.ha⁻¹ je ekvivalentní dávce 70 kg N.ha⁻¹) nedokázaly udržet srovnatelnou výnosovou úroveň a u této varianty (3) došlo k poklesu výnosu zrna ozimů o 40 až 48 % oproti variantě 2.

Byly zaznamenány výnosové rozdíly též mezi jednotlivými variantami jarních obilnin. Průměrný výnos zrna jarního ječmene u varianty 1 byl ve srovnání s výnosem zrna ovsa vyšší o 12 až 13 %. Stejně jako u ozimých obilnin ani kompenzace absence minerálního hnojení chlévským hnojem k předplodině u varianty 3 (navýšení dávky o 30 t.ha⁻¹) nezabránila poklesu výnosu zrna jarních obilnin oproti variantě 2 (u ovsa o 38 %, u jarního ječmene o 49 %). Výnosovou úroveň jarních obilnin ovlivnil zejména na variantě 3 i abnormálně intenzivní růst podsevu jetele lučního.

Výnosy krmné řepy byly vyšší v osevním postupu B (v průměru let a variant hnojení o 7 %) než v osevním postupu A. Na variantě 2 nebyly zaznamenány mezi osevními postupy ve výnosech krmné řepy statisticky

IV. Výnosy plodin v roce 1997 (v t.ha⁻¹ a v obilních jednotkách na 1 ha) – Crop yields in 1997 (in t.ha⁻¹ and in cereal units per 1 ha)

Osevní postup ¹	Plodina ²	Varianta hnojení ³	Výnos ⁴ (t.ha ⁻¹)		Obilní jednotky ⁵		
			hlavní produkt ⁶	vedlejší produkt ⁷	hlavní produkt	vedlejší produkt	celkem ⁸
A	jetel luční ⁹	1	7,44	*	3,72	*	3,72
		2	7,96	*	3,98	*	3,98
		3	7,23	*	3,61	*	3,61
		\bar{x}	7,54		3,77		3,77
	ozimé žito ¹⁰	1	4,56	4,26	4,56	0,42	4,98
		2	4,73	4,36	4,73	0,43	5,16
		3	4,04	3,18	4,04	0,31	4,35
		\bar{x}	4,44	3,93	4,44	0,39	4,84
	brambory ¹⁶	1	17,60	*	4,40	*	4,40
		2	19,07	*	4,77	*	4,77
		3	14,76	*	3,69	*	3,69
		\bar{x}	17,17		4,29		4,29
	ovs ¹² s podsevem ¹⁵	1	5,28	3,18	5,28	0,47	5,76
		2	5,96	3,38	5,96	0,51	6,47
		3	3,95	2,82	3,95	0,42	4,37
		\bar{x}	5,06	3,12	5,06	0,47	5,53
B	jetel luční	1	7,30	*	3,65	*	3,65
		2	7,92	*	3,96	*	3,96
		3	7,59	*	3,79	*	3,79
		\bar{x}	7,60		3,80		3,80
	tritikale ¹³	1	6,30	3,72	6,3	0,37	6,67
		2	5,98	3,67	5,98	0,37	6,35
		3	4,93	1,69	4,93	0,17	5,10
		\bar{x}	5,74	3,03	5,74	0,30	6,04
	brambory	1	19,59	*	4,90	*	4,90
		2	21,35	*	5,38	*	5,38
		3	14,62	*	3,65	*	3,65
		\bar{x}	18,52		4,63		4,63
	jarní ječmen ¹⁴ s podsevem ¹⁵	1	5,64	2,60	5,64	0,39	6,03
		2	6,20	2,51	6,20	0,37	6,57
		3	3,60	1,89	3,60	0,28	3,88
		\bar{x}	5,15	2,33	5,15	0,35	5,50

For 1–15 see Tab. II, ¹⁶potatoes

V. Výnosy hlavního produktu a celková produkce v obilních jednotkách v průměru pokusných let u sledovaných plodin – Yields of main product and total production in cereal units on average of experimental years in studied crops

Osevní postup ¹	Plodina ²	Varianta hnojení ³	Výnos ⁴		Obilní jednotky ⁵	
			t.ha ⁻¹	%	OJ	%
A	jetel luční ⁹	1	8,09	94,0	4,04	93,9
		2	8,61	100,0	4,30	100,0
		3	8,63	100,2	4,31	100,2
	ozimé žito ^{x10}	1	5,47	96,6	6,18	98,6
		2	5,66	100,0	6,30	100,0
		3	3,95	69,8	4,63	73,8
	krmná řepa ^{x11}	1	38,25	92,9	6,41	96,7
		2	41,16	100,0	6,63	100,0
		3	32,38	78,7	4,78	75,9
	oves ¹² s podsevem ¹⁵	1	5,00	95,4	5,17	87,8
		2	5,24	100,0	5,89	100,0
		3	3,18	60,7	3,73	63,2
B	jetel luční	1	8,00	96,4	4,00	96,4
		2	8,301	100,0	4,15	100,0
		3	28,82	106,3	4,41	106,3
	tritikale ^{x13}	1	36,90	98,3	6,60	101,4
		2	17,02	100,0	6,51	100,0
		3	25,07	52,2	4,87	74,8
	krmná řepa ^x	1	42,09	98,6	6,40	89,4
		2	42,67	100,0	7,10	100,0
		3	35,56	63,3	4,87	68,0
	jarní ječmen ¹⁴ s podsevem ¹⁵	1	5,62	94,8	6,12	94,9
		2	5,93	100,0	6,45	100,0
		3	2,97	50,1	3,42	53,0

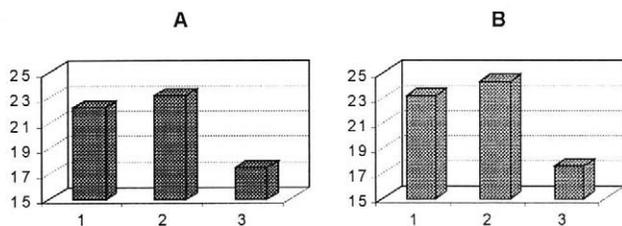
^x průměr ze dvou let – average from two years

For 1–15 see Tab. II

VI. Výnosy v obilních jednotkách vyjádřené v % z tříletého průměru – Yields in cereal units expressed in % from three-year average

Osevní postup ¹	Plodina ²	Varianta hnojení ³	1995	1996	1997
A	jetel luční ⁹	1	114,46	93,59	91,96
		2	118,17	89,35	92,49
		3	114,30	101,78	83,81
	ozimé žito ¹⁰	1	110,20	109,10	80,65
		2	112,20	105,51	82,27
		3	89,41	116,48	94,12
	okopanina ¹⁷	1	130,70	88,40	68,68
		2	132,52	107,43	71,86
		3	126,63	96,23	77,14
	oves ¹² s podsevem ¹⁵	1	106,42	91,12	102,45
		2	101,96	88,30	109,76
		3	113,37	69,48	117,17
B	jetel luční	1	116,75	92,00	91,25
		2	115,30	89,27	95,42
		3	111,79	102,15	86,05
	tritikale ¹³	1	120,57	78,25	101,06
		2	130,99	71,58	97,45
		3	113,35	81,96	104,72
	okopanina	1	121,67	101,87	76,45
		2	126,49	98,95	74,57
		3	138,29	86,62	75,09
	jarní ječmen ¹⁴ s podsevem ¹⁵	1	112,57	88,99	98,44
		2	106,53	91,51	101,98
		3	111,65	74,70	113,67

For 1–15 see Tab. II, ¹⁷ root crop



1. Výrobnost osevních postupů (v OJ) – Productivity of crop rotations (in cereal units)

A, B = osevní postup – crop rotation
osa x: varianty hnojení – x axis: fertilization variants

VII. Míra stability (v %) výnosu v obilních jednotkách celkem – Stability margin (in %) of the yield in cereal units in total

Osevní postup ¹	Varianta ³	Jetel luční ⁹	Ozimé žito ¹⁰	Okopanina ¹⁷	Oves ¹² s podsevem ¹⁵
A	1	89,95	86,33	72,84	87,64
	2	87,79	86,78	76,02	89,96
	3	87,51	86,96	79,61	78,39
Osevní postup ¹	Varianta ³	Jetel luční ⁹	Tritikale ¹³	Okopanina ¹⁷	Jarní ječmen ¹⁴ s podsevem ¹⁵
B	1	90,67	82,05	81,52	89,80
	2	87,69	75,72	78,56	93,06
	3	88,39	86,36	72,25	81,46

For 1–15 see Tab. II, ¹⁷ root crop

průkazné rozdíly. Na variantě 3 (organické hnojení) došlo k poklesu výnosů krmné řepy oproti variantě 2 v osevním postupu A o 21 % a v osevním postupu B o 37 %.

Z hodnocení celkové produkce sledovaných plodin v obilních jednotkách (tab. II až V) je zřejmé, že relace mezi osevními postupy, jednotlivými plodinami a variantami hnojení se výrazně nemění. Pouze u ozimých obilnin došlo na variantě 3 ke zmenšení rozdílů oproti variantě 2 zvýšením nárůstem vedlejšího produktu (slámy) u varianty 3.

Z bilance výrobnosti osevních postupů (obr. 1) vyplývá, že relace mezi variantami hnojení v rámci osevních postupů jsou shodné jako u jednotlivých plodin s výjimkou jetele lučního, s patrnou tendencí vyšší výrobnosti osevního postupu B (u varianty 2 až o 5 %).

Výnosovou stabilitu plodin a variant lze posoudit jednak srovnáním úrovně výnosů, vyjádřených v procentech k tříletému průměru (tab. VI), a jednak mírou stability (tab. VII). Nejvyšší míru stability a nejmenší kolísání výnosů vykázal jetel luční, zatímco u krmné řepy měly tyto hodnoty opačný trend. Jarní obilniny mají vyšší míru stability než ozimy (v roce 1996 vymrzly) a z jarních obilnin více ječmen než oves, což je poněkud překvapující zjištění.

Vybraný soubor plodin odpovídá daným stanovištním podmínkám (Vrkoč, Vach, 1995) a při nastávající restrukturalizaci rostlinné výroby lze očekávat, že tato struktura plodin bude v horské oblasti dobře využitelná (Šimon et al., 1997). Výnosová úroveň plodin, zejména tritikale (6 až 7 t.ha⁻¹) a jarního ječmene (5 až 6 t.ha⁻¹) tyto předpoklady jednoznačně potvrzuje (Gromová, Dančík, 1995). Výnosy plodin též dokazují, že na méně příznivých stanovištích i na půdách s nižší úrodností,

za podmínek dodržení správného sledu plodin (osevního postupu), se lze produkcí vyrovnat i lepším stanovištím (Kubát, Lipavský, 1996). Ukazuje se rovněž, že i použitá úroveň hnojení je oprávněná, jednak s ohledem na výnosovou odezvu plodin, ale je nutná i vzhledem k bilanci živin, resp. odběru živin výnosy plodin (Klír, 1993). Pouhá náhrada průmyslových dusíkatých hnojiv statkovými hnojivy nemůže stabilizovat výnosy a zamezit znečišťování vod (Vaněk et al., 1997). Naše výsledky též dokládají, že klasická soustava organominerálního hnojení (varianta 2) nebyla průkazně lepší než pouhé hnojení průmyslovými hnojivy (varianta 1), pokud je v soustavě víceletá leguminóza (Trávník et al., 1998). Hnojení pouze organickými hnojivy (varianta 3) ve všech letech mělo za následek (s výjimkou jetele lučního) vysoce průkazný pokles výnosu i výrobnosti osevních postupů.

V podhorských marginálních oblastech je možné optimalizovat rostlinnou produkci především vhodným osevním postupem s vyšším podílem víceletých pícnin (jetelotrav) a vyváženou výživou jednoletých druhů tak, aby bylo dosaženo její intenzity i rentability.

LITERATURA

- Gromová Z., Dančík I. (1995): Úroda tritikale v závislosti od způsobu seby a hnojení. Rostl. Vyr., 41: 5–10.
- Klír J. (1993): Ekologické limity z hlediska výživy rostlin. In: Sbor. Ekologické limity rostlinné výroby, VÚRV Praha-Ruzyně, Agroeko Žamberk: 64–69.
- Kubát J., Lipavský J. (1996): Vliv hnojení a vápnění na obsah uhlíku v orných půdách. Rostl. Vyr., 42: 55–58.
- Kvapilík J. (1996): Mezinárodní spolupráce při využívání horských regionů. Úroda, 44: 11–12.

- Šimon J. (1995): Integrované hospodaření v krajině. In: Sbor. Aktuální otázky současného zemědělství, Praha, ČZU, ÚZPI: 23–26.
- Šimon J., Vrkoč F., Vach M. (1997): Zemědělství v marginálních oblastech. Stud. Inform. ÚZPI, (3).
- Šindelářová M. a kol. (1999): Srovnání výrobních parametrů zemědělských podniků v různých přírodních podmínkách. In: Sbor. Ref. mezin. věd. Konf. Agroregion 99, České Budějovice: 239–241.
- Šroller J., Rosochatecká E. (1999): Hospodaření podniků v marginálních podmínkách. In: Sbor. Ref. mezin. věd. Konf. Agroregion 99, České Budějovice: 178–182.
- Trávník K., Vaněk V., Němeček R., Petrášek K. (1998): Vliv dlouhodobého hnojení a vápnění na pH půdy a výnosy ploidin. Rostl. Výr., 44: 471–476.
- Vaněk V., Němeček J., Najmanová J. (1997): Vliv stanoviště a způsobů hospodaření na obsah minerálního a mineralizovatelného N v půdách. Rostl. Výr., 43: 463–471.
- Vrkoč F., Vach M. (1995): K rostlinné výrobě v marginálních oblastech. In: Sbor. Ref. mezin. věd. Konf. JČU, České Budějovice, sv. IV: 39–47.
- Zimová D. (1989): Osevní postupy při intenzifikaci rostlinné výroby. Studie VTR. Praha, ÚVTIZ (7).

Došlo 18. 11. 1999

Kontaktní adresa:

Prof. Ing. Josef Šroller, CSc., Česká zemědělská univerzita v Praze, 165 21 Praha 6-Suchbát, Česká republika, tel.: +420 2 24 38 26 38, fax: +420 2 24 38 25 35, e-mail: sroller@af.czu.cz

Ústav zemědělských a potravinářských informací

vydává

ZAHRADNICKÝ NAUČNÝ SLOVNÍK

Slovník je koncipován jako moderní odborná encyklopedie všech oborů zahradnictví, tj. ovocnářství, zelinářství, květinářství, sadovnictví, školkařství, vinařství, pěstování léčivých a aromatických rostlin, kultivovaných hub, zpracování ovoce a zeleniny. Obsahuje i termíny z oborů tropického a subtropického zahradnictví.

V jednotlivých přehledných a srozumitelných heslech jsou shrnuty současné poznatky nejen z oblasti zahradnictví, ale i z oblastí vědních oborů, které jsou zdrojem pokroku v zahradnictví.

Ve slovníku jsou vysvětleny nejzávažnější pojmy užívané v botanice, fyziologii, genetice a šlechtění, biotechnologii a ochraně rostlin. Tím se slovník stává potřebnou pomůckou každému, kdo pracuje s odbornou nebo vědeckou literaturou. S velkou zodpovědností jsou ve slovníku uvedeny platné vědecké i české názvy rostlin, jejich botanické členění i autoři názvů, což umožňuje napravit časté nepřesnosti uváděné v naší odborné literatuře.

Předpokládaný rozsah slovníku je 6 dílů formátu A4 (každý rok vyjde jeden díl). První díl má 440 stran textu včetně pérovek a černobílých fotografií a 32 barevných tabulí, druhý díl 544 stran a 40 barevných tabulí, třetí díl 560 stran a 40 barevných tabulí, čtvrtý díl 576 stran a 40 barevných tabulí.

Cena prvního dílu je 295 Kč (bez poštovného), druhého 345 Kč, třetího 385 Kč, čtvrtého 425 Kč. Pátý díl vyjde ve 3. čtvrtletí 2000.

Závazné objednávky zasílejte na adresu: Ústav zemědělských a potravinářských informací
Encyklopedická kancelář
Slezská 7
120 56 Praha 2

POKyny PRO AUTORY

Časopis uveřejňuje původní vědecké práce, krátká sdělení a výběrově i přehledné referáty, tzn. práce, jejichž podkladem je studium literatury a které shrnují nejnovější poznatky v dané oblasti. Práce jsou uveřejňovány v češtině, slovenštině nebo angličtině. Rukopisy musí být doplněny krátkým a rozšířeným souhrnem (včetně klíčových slov).

Autor je plně odpovědný za původnost práce a za její věcnou i formální správnost. K práci musí být přiloženo prohlášení autora o tom, že práce nebyla publikována jinde.

O uveřejnění práce rozhoduje redakční rada časopisu, a to se zřetelem k lektorským posudkům, vědeckému významu a přínosu a kvalitě práce.

Rozsah vědeckých prací nesmí přesáhnout 12 strojopisných stran včetně tabulek, obrázků a grafů. V práci je nutné používat jednotky odpovídající soustavě měřových jednotek SI (ČSN 01 1300).

Vlastní úprava rukopisu: formát A4, 30 řádek na stránku, 60 úhůzů na řádku, mezi řádky dvojitě mezery. K rukopisu je třeba přiložit disketu s prací pořízenou na PC a s grafickou dokumentací. Tabulky, grafy a fotografie se dodávají zvlášť, nepodlepují se. Na všechny přílohy musí být odkazy v textu.

Pokud autor používá v práci zkratky jakéhokoli druhu, je nutné, aby byly alespoň jednou vysvětleny (vypsány), aby se předešlo omylům. V názvu práce a v souhrnu je vhodné zkratky nepoužívat.

Název práce (titul) nemá přesáhnout 85 úhůzů. Jsou vyloučeny podtitulky článků.

Krátký souhrn (Abstrakt) je informačním výběrem obsahu a závěru článku, nikoliv však jeho pouhým popisem. Musí vyjádřit všechno podstatné, co je obsaženo ve vědecké práci, a má obsahovat základní číselné údaje včetně statistických hodnot. Musí obsahovat klíčová slova. Nemá překročit rozsah 170 slov. Je třeba, aby byl napsán celými větami, nikoliv heslovitě. Je uveřejňován a měl by být dodán ve stejném jazyce jako vědecká práce.

Rozšířený souhrn (Abstract) je uveřejňován v angličtině, měly by v něm být v rozsahu cca 1–2 strojopisných stran komentovány výsledky práce a uvedeny odkazy na tabulky a obrázky, popř. na nejdůležitější literární citace. Je vhodné jej (včetně názvu práce a klíčových slov) dodat v angličtině, popř. v češtině či slovenštině jako podklad pro překlad do angličtiny.

Úvod má obsahovat hlavní důvody, proč byla práce realizována, a velmi stručnou formou má být popsán stav studované otázky.

Literární přehled má být krátký, je třeba uvádět pouze citace mající úzký vztah k problému.

Metoda se popisuje pouze tehdy, je-li původní, jinak postačuje citovat autora metody a uvádět jen případné odchylky. Ve stejné kapitole se popisuje také pokusný materiál.

Výsledky – při jejich popisu se k vyjádření kvantitativních hodnot dává přednost grafům před tabulkami. V tabulkách je třeba shrnout statistické hodnocení naměřených hodnot. Tato část by neměla obsahovat teoretické závěry ani dedukce, ale pouze faktické nálezy.

Diskuse obsahuje zhodnocení práce, diskutuje se o možných nedostacích a práce se konfrontuje s výsledky dříve publikovanými (požaduje se citovat jen ty autory, jejichž práce mají k publikované práci bližší vztah). Je přípustné spojení v jednu kapitolu spolu s výsledky.

Literatura by měla sestávat hlavně z lektorovaných periodik. Citace se řadí abecedně podle jména prvních autorů. Odkazy na literaturu v textu uvádějí jméno autora a rok vydání. Do seznamu se zařadí jen práce citované v textu. Na práce v seznamu literatury musí být odkaz v textu.

Na zvláštním listě uvádí autor plné jméno (i spoluautorů), akademické, vědecké a pedagogické tituly a podrobnou adresu pracoviště s PSČ, číslo telefonu a faxu, popř. e-mail.

Rukopis nebude redakcí přijat k evidenci, nebude-li po formální stránce odpovídat pokynům pro autory.

INSTRUCTIONS FOR AUTHORS

Original scientific papers, short communications, and selectively reviews, that means papers based on the study of technical literature and reviewing recent knowledge in the given field, are published in this journal. Published papers are in Czech, Slovak or English. Each manuscript must contain a short and a longer summary (including key words).

The author is fully responsible for the originality of his paper, for its subject and formal correctness. The author shall make a written declaration that his paper has not been published in any other information source.

The board of editors of this journal will decide on paper publication, with respect to expert opinions, scientific importance, contribution and quality of the paper.

The paper extent shall not exceed 12 typescript pages, including tables, figures and graphs.

Manuscript layout: quarto, 30 lines per page, 60 strokes per line, double-spaced typescript. A PC diskette should be provided with the paper and graphical documentation. Tables, figures and photos shall be enclosed separately. The text must contain references to all these annexes.

If any abbreviation is used in the paper, it is necessary to mention its full form at least once to avoid misunderstanding. The abbreviations should not be used in the title of the paper nor in the summary.

The **title** of the paper shall not exceed 85 strokes. Subtitles of the paper are not allowed either.

Abstract is an information selection of the subject and conclusions of the paper, it is not a mere description of the paper. It must present all substantial information contained in the paper. It shall not exceed 170 words. It shall be written in full sentences, not in form of keynotes, and comprise basic numerical data including statistical data. It must contain key words. It should be submitted in English and if possible also in Czech or Slovak.

Introduction has to present the main reasons why the study was conducted, and the circumstances of the studied problems should be described in a very brief form.

Review of literature should be a short section, containing only literary citations with close relation to the treated problem.

Only original method shall be described, in other cases it is sufficient enough to cite the author of the used method and to mention modifications of this method. This section shall also contain a description of experimental material.

In the section **Results** figures and graphs should be used rather than tables for presentation of quantitative values. A statistical analysis of recorded values should be summarized in tables. This section should not contain either theoretical conclusions or deductions, but only factual data should be presented here.

Discussion contains an evaluation of the study, potential shortcomings are discussed, and the results of the study are confronted with previously published results (only those authors whose studies are in closer relation with the published paper should be cited). The sections Results and Discussion may be presented as one section only.

The section **References** should preferably contain reviewed periodicals. The citations are arranged alphabetically according to the surname of the first author. References in the text to these citations comprise the author's name and year of publication. Only the papers cited in the text of the study shall be included in the list of references. All citations shall be referred to in the text of the paper.

The author shall give his full name (and the names of other collaborators), academic, scientific and pedagogic titles, full address of his workplace and postal code, telephone and fax number or e-mail.

The manuscript will not be accepted to be filed by the editorial office if its formal layout does not comply with the instructions for authors.

OBSAH – CONTENTS

Zbírál J.:		
Analýza půdních extraktů podle Mehlich III metodou ICP-AES		
Analysis of Mehlich III soil extracts by ICP-AES.....		141
Kristek A., Kovačević V., Antunović M.:		
Response of sugar beet to foliar magnesium fertilization with Epsom salt		
Reakce cukrovky na foliární hnojení hořčíkem ve formě síranu hořečnatého		147
Dotlačil L., Hermuth J., Tisová V., Brindza J., Debre F.:		
Yield potential and stability in selected winter wheat landraces and obsolete cultivars of European origin		
Výnosový potenciál a jeho stabilita u vybraných evropských krajových a starých odrůd ozimé pšenice ...		153
Šíp V., Škorpík M., Chrpová J., Šottníková V., Bártová Š.:		
Vliv odrůdy a pěstitelských opatření na výnos zrna a potravinářskou jakost ozimé pšenice		
Effect of cultivar and cultural practices on grain yield and bread-making quality of winter wheat.....		159
Liović I., Kristek A.:		
Stability of agronomic traits in sugar beet hybrids		
Stabilita agronomických znaků u hybridů cukrovky.....		169
Slamka P.:		
Zmeny obsahu lignínu a esterov fenolkarboxylových kyselín v závislosti od hnojenia a obnovy trávneho porastu		
Changes in lignin and esterified phenolcarboxyl acids contents in relation to grassland fertilization and renovation.....		177
Šroller J., Šimon J.:		
Výnosy polních plodin v podmínkách horské oblasti		
Yields of field crops in conditions of mountain region.....		185