

Utjecaj odnosa komponenti fenotipske varijance, dizajna i klimatskih promjena na učinkovitost sortnih pokusa

Zorić, Marina

Doctoral thesis / Disertacija

2024

Degree Grantor / Ustanova koja je dodijelila akademski / stručni stupanj: **University of Zagreb, Faculty of Agriculture / Sveučilište u Zagrebu, Agronomski fakultet**

Permanent link / Trajna poveznica: <https://um.nsk.hr/um:nbn:hr:204:865512>

Rights / Prava: [In copyright](#) / [Zaštićeno autorskim pravom.](#)

Download date / Datum preuzimanja: **2024-07-08**



Repository / Repozitorij:

[Repository Faculty of Agriculture University of Zagreb](#)





Sveučilište u Zagrebu

AGRONOMSKI FAKULTET

Marina Zorić

**UTJECAJ ODNOSA KOMPONENTI
FENOTIPSKE VARIJANCE, DIZAJNA I
KLIMATSKIH PROMJENA NA
UČINKOVITOST SORTNIH POKUSA**

DOKTORSKI RAD

Zagreb, 2024.



University of Zagreb

FACULTY OF AGRICULTURE

Marina Zorić

**INFLUENCE OF THE VARIANCE
COMPONENT PATTERNS, TRIAL
DESIGN AND CLIMATE CHANGES ON
THE VARIETY TRIALS EFFICIENCY**

DOCTORAL THESIS

Zagreb, 2024



Sveučilište u Zagrebu

AGRONOMSKI FAKULTET

Marina Zorić

**UTJECAJ ODNOSA KOMPONENTI
FENOTIPSE VARIJANCE, DIZAJNA I
KLIMATSKIH PROMJENA NA
UČINKOVITOST SORTNIH POKUSA**

DOKTORSKI RAD

Mentori: Prof. dr. sc. Jerko Gunjača

Naslovni izv. prof. dr. sc. Domagoj Šimić

Zagreb, 2024.



University of Zagreb

FACULTY OF AGRICULTURE

Marina Zorić

**INFLUENCE OF THE VARIANCE
COMPONENT PATTERNS, TRIAL
DESIGN AND CLIMATE CHANGES ON
THE VARIETY TRIALS EFFICIENCY**

DOCTORAL THESIS

Supervisors: Jerko Gunjača, Ph.D., Professor
Domagoj Šimić, Ph. D., Adjunct associate professor

Zagreb, 2024

Bibliografska stranica

Bibliografski podaci:

- Znanstveno područje: Biotehničke znanosti
- Znanstveno polje: Poljoprivreda (agronomija)
- Znanstvena grana: Genetika i oplemenjivanje bilja, životinja i mikroorganizama
- Institucija: Sveučilište u Zagrebu Agronomski fakultet, Zavod
- Voditelji doktorskog rada: Prof. dr. sc. Jerko Gunjača i Naslovni izv. prof. dr. sc. Domagoj Šimić
- Broj stranica: 107
- Broj slika: 20
- Broj tablica: 24
- Broj literaturnih referenci: 130
- Datum obrane doktorskog rada: 05.04.2024.
- Sastav povjerenstva za obranu doktorskog rada: Prof. dr. sc. Marija Pecina, Prof. dr. sc. Hrvoje Šarčević, Prof. dr. sc. Zrinka Knezović.

Rad je pohranjen u:

Nacionalnoj i sveučilišnoj knjižnici u Zagrebu, Ulica Hrvatske bratske zajednice 4 p.p. 550, 10 000 Zagreb,

Knjižnici Sveučilišta u Zagrebu Agronomskog Fakulteta, Svetošimunska cesta 25, 10 000 Zagreb.

Tema rada prihvaćena je na sjednici Fakultetskog vijeća Agronomskog Fakulteta Sveučilišta u Zagrebu, održanoj dana 4. svibnja 2021. godine, te odobrena na sjednici Senata Sveučilišta u Zagrebu na svojoj 12. redovitoj elektroničkoj sjednici, održanoj dana 13. srpnja 2021. u 352. akademskoj godini (2020./2021.).

**SVEUČILIŠTE U ZAGREBU
AGRONOMSKI FAKULTET**

IZJAVA O IZVORNOSTI

Ja, **Marina Zorić**, izjavljujem da sam samostalno izradila doktorski rad pod naslovom:

UTJECAJ ODNOSA KOMPONENTI FENOTIPSKE VARIJANCE, DIZAJNA I KLIMATSKIH PROMJENA NA UČINKOVITOST SORTNIH POKUSA

Svojim potpisom jamčim:

- da sam jedina autorica ovog doktorskog rada;
- da je doktorski rad izvorni rezultat mojeg rada te da se u izradi istoga nisam koristila drugim izvorima osim onih koji su u njemu navedeni;
- da sam upoznata s odredbama Etičkog kodeksa Sveučilišta u Zagrebu (Čl. 19).

Zagreb, 05.04.2024.



Potpis doktorandice

Ocjena doktorskog rada

Doktorski rad je obranjen na Agronomskom fakultetu Sveučilišta u Zagrebu, dana 05.04.2024. pred povjerenstvom u sastavu:

1. Prof. dr. sc. Marija Pecina, 

redovita profesorica Agronomskog fakulteta Sveučilišta u Zagrebu

2. Prof. dr. sc. Hrvoje Šarčević, 

redoviti profesor Agronomskog fakulteta Sveučilišta u Zagrebu

3. Prof. dr. sc. Zrinka Knezović, 

redovita profesorica Agronomskog prehrambeno-tehnološkog fakulteta, Sveučilišta u Mostaru

Informacije o mentorima

Prof. dr. sc. Jerko Gunjača rođen je 14. ožujka 1966. u Splitu. Diplomirao je 1990. godine, a magistrirao 1997. godine na Agronomskom fakultetu u Zagrebu. Doktorsku disertaciju pod naslovom "Interakcija genotip × okolina u nebalansiranih serijama pokusa" obranio je 2001. godine, također na Sveučilištu u Zagrebu, Agronomskom fakultetu.

Tijekom poslijediplomskog studija boravio je na dodatnom usavršavanju na School of Biological Sciences, The University of Birmingham, UK. Dobio je tri poslijedoktorske stipendije: TEMPUS IMG za dvomjesečni boravak na Wageningen University And Research Centre, Nizozemska; C.I.H.E.A.M.-a za dvotjedni tečaj održan na I.A.M.Z.-u u Zaragozi, Španjolska; i programa Fulbright za petomjesečni studijski boravak na sveučilištu Cornell u Ithaci, SAD.

Na mjesto mlađeg asistenta na Zavodu za oplemenjivanje bilja, genetiku, biometriku i metodiku istraživanja Agronomskog fakulteta u Zagrebu primljen je 1994. godine. U istom je Zavodu ostao zaposlen sve do danas, te je izabran u znanstveno-nastavno zvanje docenta 2005., izvanrednog profesora 2008., redovitog profesora 2013., te u trajno zvanje redovitog profesora 2018. godine.

Surađivao je na više znanstvenih i stručnih projekata, te je bio voditelj projekta "Povećanje učinkovitosti istraživanja primjenom naprednih biometrijskih modela", financiranog od strane Ministarstva znanosti, obrazovanja i sporta Republike Hrvatske i VIP projekta „Revitalizacija lokalnih sorti heljde za uzgoj obiteljskim poljoprivrednim gospodarstvima sjeverozapadne Hrvatske“. U ovom trenutku je suradnik na projektu KK.01.1.1.01.0005 „Bioraznolikost i molekularno oplemenjivanje bilja“ Znanstvenog centra izvrsnosti za bioraznolikost i molekularno oplemenjivanje bilja (CroP-BioDiv), financiranog iz Europskog fonda za regionalni razvoj. Rezultate sveukupne znanstvene djelatnosti objavio je u 37 znanstvenih radova iz skupine a1, 16 znanstvenih radova iz skupine a2 i 20 znanstvenih radova iz skupine a3, te prezentirao na 17 međunarodnih i 13 domaćih znanstvenih skupova.

Naslovni izv. prof. dr.sc. Domagoj Šimić je znanstveni savjetnik u trajnom izboru na Odjelu za oplemenjivanje i genetiku kukuruza Poljoprivrednog instituta Osijek. Diplomirao je 1989. na Poljoprivrednom fakultetu Sveučilišta „Josip Juraj Strossmayer“ u Osijeku, a magistrirao 1994. na Agronomskom fakultetu Sveučilišta u Zagrebu pod mentorstvom prof.dr.sc. Đurđice Vasilj. Doktorirao je 1999. godine na Sveučilištu Hohenheim u Stuttgartu, SR Njemačka pod mentorstvom prof.dr.sc. Hartwiga H. Geigera, profesora emeritusa.

Dr sc. Domagoj Šimić zaposlio se 1989. kao asistent na Odjelu za oplemenjivanje i genetiku kukuruza Poljoprivrednog instituta Osijek gdje radi do 1995. godine. Iste godine odlazi na radno mjesto znanstvenog djelatnika na Sveučilištu Hohenheim u Stuttgartu, SR Njemačka gdje ostaje do 1998. godine. Od 1998. godine do danas neprekidno radi na Poljoprivrednom institutu Osijek, prvo kao asistent, zatim kao viši asistent (1999. – 2003.), znanstveni suradnik (2003. – 2006.), viši znanstveni suradnik (2006. – 2009.), znanstveni savjetnik (2009. – 2018.), te kao znanstveni savjetnik u trajnom izboru (od 2018. do danas). Šestomjesečno stručno usavršavanje obavio je na Iowa State University, SAD, 1994. godine pod vodstvom akademika Arnela R. Hallauera.

U znanstveno-istraživačkom radu primarno se bavi razvojem i primjenom molekularnih, fizioloških i statističkih metoda u analizi kvantitativnih svojstava poljoprivrednog bilja i razvoju novih kultivara kukuruza. Objavio je 68 znanstvenih radova indeksiranih u Current Contents i/ili Web of Science i više od 50 ostalih znanstvenih recenziranih radova, kao i 49 novostvorenih hibrida kukuruza. Sudjelovao je ili sudjeluje kao voditelj ili istraživač u više nacionalnih i inozemnih znanstvenih projekata. Od 2015. do 2019. član je jednog panela za

vrednovanje projektnih prijedloga Hrvatske zaklade za znanost (HRZZ), a od 2019. do 2020. bio je koordinator panela PZZ 4, HRZZ-a. Član je Međunarodnog znanstvenog panela za vrednovanje ERA-Net ARIMNET, Pariz, Francuska (2016. – 2017.) i PRIMA, Barcelona, Španjolska (2018. – 2020.) Voditelj je radne skupine RS1 Kukuruz u Znanstvenom centru izvrsnosti (ZCI) za bioraznolikost i molekularno oplemenjivanje bilja (CroP-BioDiv) od 2015. do danas.

Naslovno znanstveno-nastavno zvanje docent stekao je 2008. iz znanstvenog područja biotehničkih znanosti, znanstvenog polja poljoprivreda, znanstvena grana bilinogojstvo na Poljoprivrednom fakultetu Sveučilišta J.J. Strossmayera u Osijeku; te imao reizbor 2016. na Poslijediplomskom interdisciplinarnom sveučilišnom studiju Molekularne bioznanosti Sveučilišta J.J. Strossmayera u Osijeku. Naslovno znanstveno-nastavno zvanje izvanredni profesor stječe 2017. na Poslijediplomskom interdisciplinarnom sveučilišnom studiju Molekularne bioznanosti Sveučilišta J.J. Strossmayera u Osijeku. Nositelj je modula Počela biostatistike i Analize lokusa kvantitativnih svojstava na Poslijediplomskom interdisciplinarnom sveučilišnom studiju Molekularne bioznanosti Sveučilišta „Josip Juraj Strossmayer“ u Osijeku. Bio je mentorom dviju disertacija, te komentorom jedne disertacije. Godine 2013. vanjski je član povjerenstva za obranu jedne disertacije (viva voce) na School of Biology and Environmental Sciences, University College Dublin, Dublin, Irska.

Zamjenik je ravnatelja i predsjednik Znanstvenog vijeća na Poljoprivrednom institutu Osijek od 2005. do 2009., te predsjednik EUCARPIA sekcije za kukuruz i sirak, (2011. – 2015.). Predsjednik Vijeća za GMO Vlade RH bio je od 2015. do 2017, a član Vijeća za GMO Vlade RH od 2017. do danas. Od 2023. godine član je Nacionalnog vijeća za visoko obrazovanje, znanost i tehnološki razvoj RH. Dobitnik je Državne nagrade za znanost za značajno znanstveno dostignuće u području biotehničkih znanosti za 2012. godinu.

Zahvala

Zahvaljujem se mentorima prof. dr. sc. Jerku Gunjači i izv. prof. dr. sc. Domagoju Šimiću na prenesenom znanju, uloženom trudu i strpljenju pri izradi i pisanju rada, te konstruktivnim prijedlozima i savjetima.

Zahvaljujem se članovima Povjerenstva za ocjenu i obranu doktorskog rada prof. dr. sc. Mariji Pecini, prof. dr. sc. Hrvoju Šarčeviću i prof. dr. sc. Zrinki Knezović na vremenu i trudu koji su uložili za ocjenu rada.

Hvala Centru za sjemenarstvo i rasadničarstvo (HAPIH) na mogućnosti korištenja podataka za izradu rada i mojim kolegama na podršci.

Hvala dr.sc. Mirandi Šeput što je vjerovala u mene do kraja svog života, nesebično mi pomagala i bila velika podrška za realizaciju ovog rada.

Velika hvala mom suprugu Branislavu i mojim sinovima Kristianu i Gabrielu na razumijevanju i podršci svih ovih godina.

Posebno se zahvaljujem mojim roditeljima, majci Slavici i ocu Ivanu koji nažalost više nije sa nama (znam da si gore ponosan na mene), na svim odricanjima i podršci koje su me dovele ovdje gdje sam.

Ovaj rad posvećujem mojoj obitelji i mojim roditeljima.

SAŽETAK

U svim europskim zemljama, prije stavljanja nove sorte na tržište, državne institucije zahtijevaju procjenu gospodarske vrijednosti sorte u službenim sortnim pokusima (*VCU* pokusima). Metodologija sortnih pokusa u Republici Hrvatskoj nije se značajnije mijenjala od uspostave sustava 1991. godine. Stoga su se u ovom istraživanju analizirali podatci iz *VCU* pokusa: ozime pšenice, ozimog ječma, kukuruza, ozime uljane repice, suncokreta i šećerne repe, provedenih u razdoblju od 2001. godine do 2010. godine odnosno od 2001. godine do 2019. godine, u svrhu ocjene pogodnosti postojeće metodologije za procjenu vrijednosti sorata, odnosno definiranja prijedloga za moguća poboljšanja. U istraživanju su se razmatrala tri različita aspekta sortnih pokusa: odnos različitih izvora varijabilnosti obzirom na znatno manji broj pokusnih lokacija u odnosu na druge europske zemlje, povećanje učinkovitosti pokusa koje se može ostvariti uz pomoć izmjena u dizajnu i analizi pokusa, i utjecaju klimatskih čimbenika na dugoročne trendove u ostvarenim prinosima kukuruza različite skupine zriobe. Svi pokusi su postavljeni prema slučajnom bloknom rasporedu s četiri ponavljanja. Pokusi su svaku vrstu svake godine bili postavljeni na 3-5 od slijedećih sedam lokacija: Lovas, Osijek, Beli Manastir, Kutjevo, Nova Gradiška, Zagreb i Koprivnica. Veličina osnovne parcele je 10 m² za ozimu pšenicu, ozimi ječam i ozimu uljanu repicu; 11,2 m² za kukuruz i suncokret i 8 m² za šećernu repu. Prinosi zrna ozime pšenice, ozimog ječma i kukuruza su preračunani na osnovi 14 % vlage u zrnu, dok je prinos zrna za ozimu uljanu repicu i suncokret preračunan na osnovi 9 % vlage. Procjena komponenti varijance za razdoblje od 2001. do 2010. godine provela se u dva koraka: u prvom su se analizirali pojedinačni pokusi, te procijenili učinci (prosjeci) sorata koji su se objedinili u setove podataka (za sve lokacije i godine), na temelju kojih su se u drugom koraku procijenile komponente varijance za svaku biljnu vrstu. Analiza podataka iz prvog koraka u procjeni komponenata varijance koristila se i kao osnova za procjenu potencijalnog dobitka učinkovitosti dizajna nepotpunih blokova primjenom *postblockinga*, odnosno modela prostorne analize. Utjecaj temperaturnog stresa na prinos kukuruza se procijenio korištenjem sume stresnih toplinskih jedinica (SDD) i modelom jednostavne linearne regresije procijenili su se regresijski koeficijenti prinosa zrna kukuruza (t/ha) i stresnih toplinskih jedinica (SDD) kroz sve lokacije po FAO skupinama.

Procjenom udjela i odnosa pojedinih komponenti varijance prinosa u ukupnoj fenotipskoj varijanci utvrđeno je da okolišna komponenta fenotipske varijance prinosa predstavlja dominantan dio ukupne fenotipske varijance za prinos kod svih kultura, a odnos između pojedinih komponenti u većini pokusa je bio vrlo sličan. Kod pšenice, ječma i kukuruza najveći koeficijent varijacije za prinos je opažen za interakciju lokacije i godine (od 11,79 za kukuruz FAO 400 do 18,38 za pšenicu), a kod uljane repice, suncokreta i šećerne repe najveći koeficijent varijacije za prinos je opažen za godinu. Analiza varijance pojedinačnih *VCU* pokusa tijekom desetogodišnjeg razdoblja (od 2001. do 2010. godine) je pokazala statistički značajan učinak genotipa za većinu lokacija za sve ispitivane usjeve. Kombinirana analiza varijance *VCU* pokusa po godinama tijekom desetogodišnjeg razdoblja (od 2001. do 2010. godine) je za većinu godina pokazala statistički značajne učinke genotipa, lokacije i interakcije genotipa i lokacije.

Relativna učinkovitost modela nepotpunih blokova primjenom *postblockinga* u odnosu na slučajni blokni raspored bila je veća kod usjeva strnih žitarica kod svih tipova podskupova u odnosu na uljarice i šećernu repu.

Regresijska analiza je uglavnom detektirala statistički značajne negativne koeficijente regresije srednjih vrijednosti prinosa i sume stresnih toplinskih jedinica. Promjene okolišnih uvjeta nisu imale različit utjecaj na genotipove kukuruza različitih skupina zriobe.

Ključne riječi: sortni (*VCU*) pokusi, učinkovitost pokusa, komponente varijance prinosa, dizajn nepotpunih blokova, prostorna analiza, interakcija genotipa i okoliša, sume stresnih toplinskih jedinica

Influence of the variance component patterns, trial design and climate changes on the variety trials efficiency

ABSTRACT

Introduction: Assessment of the value for cultivation and use (VCU) of a new cultivar, essential for its official registration, is done through a series of trials carried out over a 2–3 year period and across many locations. In a set of multienvironment VCU trials, evaluation of new genotypes can be a laborious task due to the presence of genotype by environment interactions, which can hide their true genetic value. In an attempt to reveal the true genetic value of new cultivars, a good starting point is investigation of the importance of various genetic and environmental sources of variation, which can be done by estimating relative magnitude of corresponding variance components within the mixed model framework. Genotype \times location \times year (G \times L \times Y) data set for seven crops taken from the 10-year period 2001 – 2010 was used in the present study to estimate the variance components for main effects and their interactions in Croatian VCU trials. Depending on the crop, the most important and least important components were Y or L \times Y, and L or G \times L, respectively. Genotypic effect was relatively small, ranging from 2,1 to 13,4 % of the total variation.

In all European countries, before a new crop cultivar is released to the market, government authorities usually require cultivar (genotype) evaluation in official registration trials to assess its value for cultivation and use (VCU). Usually, the series of VCU trials extends over two or three years and many locations. In multi-environment VCU trials, genetic value of the new genotypes is hidden by variation caused by genotype by environment interaction effects. This can be investigated by considering variance component estimates. Based on the analysis of the relative magnitude of the variance components, it is possible to classify and select superior plant material more precisely by determining how much each variance component contributes to the total phenotypic variance. The trial setup practices vary between European countries, as they are prescribed by the respective national regulations. One of the features specified by the regulations is trial design, and there are reasons to believe that the original trial design in most countries was a complete block design, e.g. the randomized complete block design (RCBD). Trials with the most economically important crops often include a large number of candidate genotypes (sometimes even more than a hundred). Consequently, when such a large trial is carried out using RCBD, large block sizes lead to their heterogeneity, which introduces the bias and directly reduces the trial precision. In order to investigate the possibility of improving the efficiency of variety trials, a reanalysis of the RCBD experiment was performed using two different methods: postblocking and spatial analysis. Choosing maize hybrids is one of the most important decisions a maize grower makes each year. Grain yield potential along with relative maturity are the decisive factors that need to be addressed. Hybrid relative maturity, i.e. plant cycle duration is becoming more important in the context of climate change to maximize yield, whereby farmers should continuously adapt maize cycle duration and planting dates to the diversity of environmental conditions. In this study were to determine environmental effects on grain yield across three maturity groups in Croatian VCU maize trials over the last two decades, and to evaluate the use of SDD as a climatic covariate to determine the impact of climate change on grain yield in maize.

Materials and methods: Yield data from official Croatian variety trials assessing VCU of seven crops were used in this study for the period 2001 – 2010. All trials were established in randomized complete block designs with four replications and were machine-planted. Plot sizes were 10 m² in winter wheat, winter barley and winter oil seed rape; 11,2 m² in maize and sunflower; and 8 m² in sugar beet. Grain yield in winter wheat, winter barley and maize were calculated on the basis of 14 % moisture, whereas grain yield in winter oil seed rape and sunflower on the basis of 9 % moisture. The data sets of seven crops were subdivided into four groups: cereals, maize, oil seed crops and sugar beet (Table 1). The number of genotypes included all entries in all trials: controls, the genotypes entering the first trial year, subsequent

withdrawn genotypes by breeders, as well the genotypes (varieties) finally released. The trials of all crops were about equally distributed across the individual crop's typical growing region of the continental, northern part of Croatia including 5-7 locations and making total of 37-49 trials per crop in the 10-year period. The data sets were both non-orthogonal and unbalanced due to ever-changing genotype sets, caused by a number of genotypes leaving or entering the trials from one year to another. Furthermore, even the set of sites was subject to some minor changes. Pre-processing of the data was done by analysing separately each of the 294 included trials to check for recording errors and outliers in order to avoid biased results. The G , L , Y , $G \times L$, $G \times Y$, $L \times Y$, $G \times L \times Y$ and the residual variance components were estimated using the REML method implemented in lmer function from the R package lme4 (Bates et al. 2012). Since the size of estimated variance components is related to the mean performance of individual crops, the effects were also presented as coefficients of variation, i.e. square roots of the variance component expressed as a percentage of the mean yield in order to enable comparability between crops, and with results of other authors. Data from official Croatian variety trials for seven crops conducted from 2001 to 2010 were reanalyzed to predict the efficiency that could be achieved by using incomplete rather than complete block designs. The data analysis started with fitting the baseline RCBD model to each subset. Block size for postblocking was selected following P&H's "rule of thumb" to be a rounded value of square root of number of genotypes v . First version of postblocking was carried out using the original method of Patterson and Hunter (1983), by iteratively shifting superimposed blocks of the selected size k , and calculating EMS in each iteration by fitting the IBD model. Final estimate of the EMS was calculated as the mean of all iteration EMSs weighted by their degrees of freedom. An alternative approach to postblocking was developed following the principles for generating the alpha design for unequal block sizes (Patterson and Williams 1976). Spatial analysis model was constructed by imposing the autoregressive structure to variance-covariance matrix of the errors from model, assuming the correlation between the columns. Relative efficiency of the spatial model (RESP) was scored in the same way as for the postblocking: where SEDSP is the average standard error of the difference for pairwise genotype comparisons based on spatial model. Significance of added structure, either incomplete blocks or spatial, was tested using the likelihood ratio test (LRT). For all crops except winter oilseed rape (trials included both hybrids and pure lines), multiple comparisons with Bonferroni adjustment at $p = 0.05$ level were carried out to test the differences between the candidate genotypes and controls. Due to nonuniqueness of postblocking solutions, results of RCBD analysis were compared only with the results of spatial analysis, by counting the numbers of matches and mismatches in different categories (equal to, better or worse than a control). All statistical analyses were conducted within R environment (R Core Team, 2020). As the postblocking analysis had to be carried out in many iterations for each subset (for all possible layouts), an R function was created to automate the process. It utilizes the functions from specialized packages "combinat" (Chasalow, 2012), "lme4" (Bates et al., 2015) and "multcomp" (Hothorn et al., 2008). Spatial analyses required the use of commercial package "asreml" (Butler, 2020) along with the freely available companion package "asremlPlus" (Brien, 2020). The impact of heat stress on maize grain yield (FAO 300, FAO 400 and FAO 500) was estimated using stress degree days (SDD) concept. The SDD index was chosen as an environmental covariate in this study due to highest correlations with grain yield. A simple linear regression model was used for fitting the data for grain yield on SDD values across the five locations.

Results and conclusions: In the groups of cereals and maize, the greatest variance components were of the interaction location \times year ($L \times Y$), whereas in oil seed crops and sugar beet, the greatest variance components were due to year main effect (Y). On the other hand, genotype \times location interaction ($G \times L$) was the smallest among the estimated variance components in cereals, maize and winter oil seed rape, while the location main effect (L) was negligible in sunflower and sugar beet. The coefficients of variation of components were the greatest for the environmental coefficients of $L \times Y$, Y and L as well as of the residual. Variability of Y was dominant in oilseed crops and sugar beet. The coefficient for the residual

was larger than the values of G coefficients in cereals, oilseed crops and sugar beet. Genotypic variation did not differ considerably among the four crop groups, while the smallest coefficients were observed for the G × L interaction. The current results are comparable with the relative sizes of the variance components obtained in studies from four-to sixfold larger countries, indicating that the environments within Croatia, if sufficiently widely sampled, can provide as extreme cultivar responses as a geographically more dispersed set of VCU trials.

The use of postblocking revealed that significant efficiency gains were expected in at least 20 % of the cereal crop trials and less than 10 % of the non-cereal crop trials. On average, spatial analysis resulted in higher efficiency gains, obtained by capturing different patterns of field trends. The ability of incomplete block designs to increase trial efficiency increases with trial and plot size, so the subsetting strategy did have a mitigating effect on the lower efficiency of complete block designs.

Grain yield varied substantially over locations with no notable positive trend over the years. Random effects of location-year interaction showed no different patterns between maturity groups. Stress degree days (SDD) showed mostly significant coefficients of regression on location effects, except in two locations. Apparently, the effects of management might play more critical role in maize phenology and yield formation compared to climate change, at least in suboptimum growing conditions often found in Southeast Europe. To facilitate robust analysis of the crop improvement, the traditional forked approach dealing with G×E by breeders and E × M by agronomists should be integrated to G × E × M framework, to assess the full gradient of combinations forming the adaptation landscape.

Key words: VCU trials, variance components, trial efficiency, trial size, autoregressive spatial model, incomplete block design, genotype by environment interaction; grain yield; heat stress; maize; maturity groups; mixed model

SADRŽAJ

1. UVOD	1
1.1. Hipoteze i ciljevi istraživanja	4
2. PREGLED DOSADAŠNJIH ISTRAŽIVANJA.....	5
2.1. Komponente fenotipske varijance prinosa u sortnim pokusima	5
2.2. Učinkovitost dizajna poljskih pokusa i primjena <i>postblockinga</i> i prostorne analize	10
2.3. Izbor skupine zriobe kukuruza kao prilagodba klimatskim promjenama	14
3. MATERIJAL I METODE RADA	17
3.1. Komponente fenotipske varijance prinosa u sortnim pokusima	17
3.1.1. Procjena komponenti varijance prinosa pomoću standardnog fiksnog modela ANOVA-e.....	18
3.1.2. Procjena komponenti varijance prinosa pomoću mješovitog modela.....	20
3.2. Procjena učinkovitosti dizajna poljskih pokusa primjenom <i>postblockinga</i> i prostorne analize.....	21
3.3. Ispitivanje podudaranja razlike između genotipova kandidata i standarda primjenom RCBD-a i prostorne analize	25
3.4. Izbor skupine zriobe kukuruza kao prilagodba klimatskim promjenama	25
4. REZULTATI ISTRAŽIVANJA	27
4.1. Komponente fenotipske varijance prinosa u <i>VCU</i> pokusima	27
4.1.1. Analize varijance pojedinačnih pokusa i kombinirane analize varijance za pojedine godine.....	27
4.1.2. Kombinirana analiza prema mješovitom modelu	51
4.2. Učinkovitost dizajna poljskih pokusa i primjena <i>postblockinga</i>	54
4.2.1. Primjena <i>postblockinga</i> za procjenu učinkovitosti alfa dizajna s nepotpunim blokovima.....	54
4.3. Izbor skupine zriobe kukuruza kao prilagodba klimatskim promjenama	71
4.3.1. Srednje vrijednosti prinosa <i>VCU</i> pokusa genotipova kukuruza različite skupine zriobe.....	71
4.3.2. Trend prosječnog prinosa <i>VCU</i> pokusa genotipova kukuruza različitih skupina zriobe u razdoblju od 2001. do 2019. godine.....	73
4.3.3. Sume stresnih toplinskih jedinica	76
4.3.4. Regresije srednjih vrijednosti prinosa i sume stresnih toplinskih jedinica.....	77
5. RASPRAVA	79
5.1. Komponente fenotipske varijance prinosa u <i>VCU</i> pokusima	79
5.2. Učinkovitost dizajna poljskih pokusa i primjena <i>postblockinga</i>	82
5.3. Izbor skupine zriobe kukuruza kao prilagodba klimatskim promjenama	86

5.4. Učinkovitost sortnih pokusa u hrvatskom sustavu ispitivanja genotipova	89
6. ZAKLJUČCI	91
7. POPIS LITERATURE.....	94
8. Životopis	105

Popis kratica

ANOVA	Analiza varijance – metoda najmanjih kvadrata
CO₂	Ugljikov dioksid
CSR	Centar za sjemenarstvo i rasadničarstvo
DF	Stupnjevi slobode (eng. <i>Degrees of freedom</i>)
DUS	Različitost, ujednačenost i postojanost novih biljnih sorti (eng. <i>Distinctness, Uniformity and Stability</i>)
E	Okoliš (eng. <i>Environmental</i>)
EMS	Sredina kvadrata pogreške (eng. <i>Error mean square</i>)
EV	Eksponecijalna varijanca
FAO	Organizacija za hranu i poljoprivredu Ujedinjenih naroda (eng. <i>Food and Agriculture Organization of the United Nations</i>)
G	Genotip (eng. <i>Genotype</i>)
G × E	Interakcija genotipa i okoliša
G × L	Interakcija genotipa i lokacije
G × L × Y	Interakcija genotipa, lokacije i godine
G × Y	Interakcija genotipa i godine
GDD	Suma aktivne temperature (eng. <i>Growing Degree Day</i>)
HAPIH	Hrvatska agencija za poljoprivredu i hranu
IBD	Dizajni s nepotpunim blokovima (eng. <i>Incomplete Block Design</i>)
k	Veličina nepotpunog bloka
L	Lokacija (eng. <i>Location</i>)
LRT	Test omjera vjerodostojnosti (eng. <i>Likelihood ratio test</i>)
M	Gospodarenje (eng. <i>Management</i>)
MDTZ	Maksimalne dnevne temperature zraka
MET	Višelokacijski pokusi (eng. <i>Multi-environment trials</i>)
MINQUE	Metoda minimalne norme (eng. <i>Minimum norm</i>)
ML	Metoda procjena najveće vjerodostojnosti (eng. <i>Maximum likelihood</i>)
MS	Varijanca (eng. <i>Mean square</i>)
N	Dušik
NN	Narodne novine
NT	Netretirani pokus
PDSI	Palmerov indeks jakosti suše (eng. <i>Palmer Drought Severity Index</i>)
RCBD	Slučajni blokni raspored (eng. <i>Randomized complete block design</i>)
R	Regija

REML	Metoda ograničene najveće vjerodostojnosti (eng. <i>Restricted maximum likelihood</i>)
RH	Republika Hrvatska
RM	Relativna zrelost (eng. <i>Relative maturity</i>)
s	Broj nepotpunih blokova unutar repeticije
SAD	Sjedinjene američke države
SDD	Stresne toplinske jedinice (eng. <i>Stress degree day</i>)
SED	Standardna pogreška razlike (eng. <i>Standard error of difference</i>)
SLRH	Sortna lista Republike Hrvatske
v	Broj tretiranja u repeticiji (bloku)
VCU	Gospodarska vrijednost sorte (eng. <i>Value for Cultivation and Use</i>)
Y	Godina (eng. <i>Year</i>)
Y × E	Interakcija godine i okoliša
ZSR	Zavod za sjemenarstvo i rasadničarstvo

Popis tablica

Tablica 1.	Pregled ukupnog broja genotipova, lokacija i pokusa u osam serija službenih sortnih pokusa u RH ocjenjivanih u razdoblju od 2001. do 2010. godine
Tablica 2.	Procjena komponenti varijance prinosa na osnovi balansiranih setova podataka (prema prvoj metodi)
Tablica 3.	Broj podskupova podataka po biljnim vrstama, obzirom na njihovu veličinu
Tablica 4.	Analize varijance pojedinačnih <i>VCU</i> pokusa pšenice tijekom desetogodišnjeg razdoblja
Tablica 5.	Kombinirane analize varijance <i>VCU</i> pokusa pšenice po godinama tijekom desetogodišnjeg razdoblja
Tablica 6.	Analize varijance pojedinačnih <i>VCU</i> pokusa ječma tijekom desetogodišnjeg razdoblja
Tablica 7.	Kombinirane analize varijance <i>VCU</i> pokusa ječma po godinama tijekom desetogodišnjeg razdoblja
Tablica 8.	Analize varijance pojedinačnih <i>VCU</i> pokusa kukuruza <i>FAO 300</i> tijekom desetogodišnjeg razdoblja
Tablica 9.	Kombinirane analize varijance <i>VCU</i> pokusa kukuruza <i>FAO 300</i> po godinama tijekom desetogodišnjeg razdoblja

- Tablica 10.** Analize varijance pojedinačnih *VCU* pokusa kukuruza *FAO 400* tijekom desetogodišnjeg razdoblja
- Tablica 11.** Kombinirane analize varijance *VCU* pokusa kukuruza *FAO 400* po godinama tijekom desetogodišnjeg razdoblja
- Tablica 12.** Analize varijance pojedinačnih *VCU* pokusa kukuruza *FAO 500* tijekom desetogodišnjeg razdoblja
- Tablica 13.** Kombinirane analize varijance *VCU* pokusa kukuruza *FAO 500* po godinama tijekom desetogodišnjeg razdoblja
- Tablica 14.** Analize varijance pojedinačnih *VCU* pokusa uljane repice tijekom desetogodišnjeg razdoblja
- Tablica 15.** Kombinirane analize varijance *VCU* pokusa uljane repice po godinama tijekom desetogodišnjeg razdoblja
- Tablica 16.** Analize varijance pojedinačnih *VCU* pokusa suncokreta tijekom desetogodišnjeg razdoblja
- Tablica 17.** Kombinirane analize varijance *VCU* pokusa suncokreta po godinama tijekom desetogodišnjeg razdoblja
- Tablica 18.** Analize varijance pojedinačnih *VCU* pokusa šećerne repe tijekom desetogodišnjeg razdoblja
- Tablica 19.** Kombinirane analize varijance *VCU* pokusa šećerne repe po godinama tijekom desetogodišnjeg razdoblja
- Tablica 20.** Procjene komponenti varijance i heritabilnosti za prinos prema mješovitom modelu u osam serija službenih *VCU* pokusa RH za desetogodišnje razdoblje 2001. – 2010.
- Tablica 21.** Koeficijenti varijacije za prinos u osam serija službenih sortnih pokusa RH u razdoblju 2001. – 2010.
- Tablica 22.** Prosječna relativna učinkovitost *IBD* analize za podskupove kultura
- Tablica 23.** Broj podskupova sa statistički značajnim LRT s dodanom strukturom nepotpunih blokova ili prostornom analizom u odnosu na ukupni broj podskupova po kulturi
- Tablica 24.** Regresijski koeficijenti prosječnih godišnjih prinosa kukuruza različitih skupina zriobe i sume toplinskih jedinica procijenjeni jednostavnim linearnim modelom.

Popis slika

- Slika 1.** Distribucija odnosa varijance pogreške *RCBD*-a i *IBD*-a

- Slika 2.** Primjeri distribucije učinkovitosti *IBD* modela kroz različite rasporede nepotpunih blokova, za pokuse s 11 genotipova (kukuruz *FAO* 400, Lovas, 2007.), 13 genotipova (ozima uljana repica, Zagreb, 2010.), 18 genotipova (ozimi ječam, Kutjevo, 2006.), 19 genotipova (suncokret, Lovas, 2009), 27 genotipova (šećerna repa, Osijek, 2004) i 31 genotipom (ozima pšenica, Osijek, 2003).
- Slika 3.** Odnos između omjera *RCBD/IBD* za izvornu i alternativnu *postblocking* metodu
- Slika 4.** Odnos između relativne učinkovitosti *postblockinga* i prostorne analize za pšenicu
- Slika 5.** Odnos između relativne učinkovitosti *postblockinga* i prostorne analize za ječam
- Slika 6.** Odnos između relativne učinkovitosti *postblockinga* i prostorne analize za kukuruz *FAO* 400
- Slika 7.** Odnos između relativne učinkovitosti *postblockinga* i prostorne analize za a kukuruz *FAO* 500
- Slika 8.** Odnos između relativne učinkovitosti *postblockinga* i prostorne analize za uljanu repicu
- Slika 9.** Odnos između relativne učinkovitosti *postblockinga* i prostorne analize za suncokret
- Slika 10.** Odnos između relativne učinkovitosti *postblockinga* i prostorne analize za šećernu repu
- Slika 11.** Broj podudarnosti i nepodudarnosti po usjevu
- Slika 12.** Podjela podudarnih usporedbi – postotak genotipova kandidata koji su lošiji, jednaki ili bolji od standarda
- Slika 13.** Broj usporedbi genotipova koji su bili bolji ili lošiji od standarda na temelju samo jedne od analiza
- Slika 14.** Srednje vrijednosti prinosa zrna (t/ha) *VCU* pokusa genotipova kukuruza *FAO* skupine 300 na pet lokacija u razdoblju od 2001. do 2019. vegetacijske godine
- Slika 15.** Srednje vrijednosti prinosa zrna (t/ha) *VCU* pokusa genotipova kukuruza *FAO* skupine 400 na pet lokacija u razdoblju od 2001. do 2019. vegetacijske godine
- Slika 16.** Srednje vrijednosti prinosa zrna (t/ha) *VCU* pokusa genotipova kukuruza *FAO* skupine 500 na pet lokacija u razdoblju od 2001. do 2019. vegetacijske godine

- Slika 17.** Trend prosječnog prinosa zrna s pripadajućim standardnim pogreškama za pojedinu godinu u *VCU* pokusima genotipova kukuruza *FAO* skupine 300 u razdoblju od 2001. do 2019. vegetacijske godine
- Slika 18.** Trend prosječnog prinosa zrna s pripadajućim standardnim pogreškama za pojedinu godinu u *VCU* pokusima genotipova kukuruza *FAO* skupine 400 u razdoblju od 2001. do 2019. vegetacijske godine
- Slika 19.** Trend prosječnog prinosa zrna sa standardnim pogreškama za pojedinu godinu u *VCU* pokusima genotipova kukuruza *FAO* skupine 500 u razdoblju od 2001. do 2019. vegetacijske godine
- Slika 20.** Sume stresnih toplinskih jedinica za pet lokacija u kontinentalnoj Hrvatskoj u razdoblju od 2001. do 2019. godine.

1. UVOD

U svim europskim zemljama, prije stavljanja novih sorti na tržište, državne institucije zahtijevaju ispitivanje novih genotipova u svrhu priznavanja odnosno upisa sorte u nacionalnu sortnu listu države članice Europske unije, a samim tim i u Zajednički katalog sorata Europske unije – *Common catalogues of varieties* (Smith i sur., 2001; Laidig i sur., 2014). Nadležno tijelo za ispitivanje novih sorti poljoprivrednog bilja u svrhu priznavanja u Republici Hrvatskoj je Centar za sjemenarstvo i rasadničarstvo (CSR) u sklopu Hrvatske agencije za poljoprivredu i hranu (HAPIH). Centar za sjemenarstvo i rasadničarstvo je prvobitno osnovan pod imenom Zavod za sjemenarstvo i rasadničarstvo (ZSR) 1998. godine. Postupak ispitivanja sorti poljoprivrednog bilja u svrhu priznavanja provodi se u skladu sa Zakonom o sjemenu, sadnom materijalu i priznavanju sorti poljoprivrednog bilja (NN 110/21), Pravilnikom o upisu sorti u Sortnu listu (NN 48/2023), Pravilnikom o priznavanju sorti poljoprivrednog bilja (NN 7/2024) i Pravilnikom o protokolima za ispitivanje različitosti, ujednačenosti i postojanosti sorti u svrhu priznavanja (NN 8/2022). Upisom sorte u Sortnu listu Republike Hrvatske (SLRH) poljoprivredni reprodukcijski materijal te sorte se može proizvoditi, prijaviti za stručni nadzor, staviti na tržište ili uvoziti i staviti na tržište. Upis u SLRH obavezan je za sljedeće biljne vrste: uljarice i predivo bilje, krmno bilje, žitarice, repe, povrće, krumpir i vinovu lozu. Pravo upisa sorte u SLRH se stječe postupkom priznavanja, a taj postupak započinje podnošenjem zahtjeva za priznavanje CSR-u.

Ispitivanje genotipa u svrhu priznavanja provodi se u pokusnom polju i u laboratoriju. U pokusnom polju se provode službeni sortni pokusi odnosno *VCU* pokusi u cilju ispitivanja gospodarske vrijednosti sorti (*VCU – Value for Cultivation and Use*) i *DUS* pokusi za utvrđivanje različitosti, ujednačenosti i postojanosti novih biljnih sorti (*DUS – Distinctness, Uniformity and Stability*). U laboratorijskim uvjetima se obavlja dio ocjena *DUS* ispitivanja i kemijska analiza prinosa sortnih (*VCU*) pokusa. Uvjeti za priznavanje genotipa kao sorte su sljedeći: (1) da je različita, ujednačena i postojana odnosno da je za nju izdano pozitivno *DUS* izvješće, (2) da ima odgovarajuću gospodarsku vrijednost u *VCU* ispitivanju u odnosu na standardnu sortu ili sorte i (3) da je ime prihvatljivo u skladu sa Zakonom o sjemenu i sadnom materijalu i priznavanju sorti poljoprivrednog bilja i Pravilnikom o upisu sorti u Sortnu listu (Zorić i sur., 2020).

Od početka rada CSR-a (ZSR), 1. siječnja 1999. godine, u ispitivanju genotipova u svrhu priznavanja je bilo uključeno oko 50 različitih biljnih vrsta. Ovisno o biljnoj vrsti, serija sortnih pokusa se proteže kroz dvije ili tri godine na dvije do pet lokacija ravnomjerno raspoređenih u tipičnim uzgojnim područjima u Hrvatskoj, te broj sorata u pokusima može varirati od svega

nekoliko do sto ili više. Broj genotipova koji su prijavljeni u prvu godinu VCU ispitivanja kreće se od samo nekoliko do više od 70 ovisno o biljnoj vrsti. U tim se okolnostima postavlja pitanje pouzdanosti procjene vrijednosti sorata s obzirom na tri različita aspekta: raspodjelu ukupne fenotipske varijance po pojedinim komponentama varijance prinosa, učinkovitost dizajna pokusa i utjecaj promjene klimatskih čimbenika na prinos.

Sortni pokusi se provode na više lokacija i tijekom više godina u cilju ispitivanja relativnog genetskog potencijala novih genotipova – kandidata radi stavljanja najboljih sorti na tržište. Iako ispitivanje gospodarske vrijednosti sorte uključuje vrjednovanje više ekonomski važnih svojstava, ono je za većinu biljnih vrsta usmjereno na analizu potencijala prinosa novih genotipova koji bi se mogli realizirati u poljoprivrednoj proizvodnji u bliskoj budućnosti. S obzirom da je genetska vrijednost sorte skrivena varijabilnošću uzrokovanom učinkom interakcije genotipa i okoliša (Kang i sur., 2020) možemo promatrati samo fenotipsku vrijednost ostvarenu u poljskim uvjetima (Laidig i sur., 2008). S ciljem otkrivanja pravog genetskog potencijala novih genotipova dobro je polazište istraživanje važnosti različitih genetskih i okolišnih izvora varijabilnosti, što se može izvesti procjenom relativne veličine odgovarajućih komponenti fenotipske varijance prinosa. Talbot (1984), Moro i sur. (1989) i Laidig i sur. (2008) su procijenili komponente varijance prinosa na temelju sortnih pokusa provedenih u Velikoj Britaniji, Španjolskoj i Njemačkoj, te uočili da okolišna komponenta predstavlja dominantan dio ukupne fenotipske varijabilnosti prinosa kod svih kultura, kao i vrlo sličan odnos između pojedinih komponenata u većini pokusa.

Praksa postavljanja pokusa razlikuje se među europskim zemljama, jer svaka država ima vlastite propise za postupak ispitivanja sorti u svrhu priznavanja. Jedna od značajki definiranih propisima je dizajn pokusa. Izvorni pokusni dizajn u većini zemalja Europske Unije bio je dizajn s potpunim blokovima, odnosno slučajni blokni raspored (*Randomized Complete Block Design – RCBD*) (Mackay i sur., 2011). Pokusi s ekonomski najvažnijim usjevima često uključuju velik broj sorti u ispitivanju u svrhu priznavanja (ponekad čak i više od stotinu). Pri ispitivanju velikog broja sorti primjenom modela *RCBD*-a, koji ima za pretpostavku homogenost repeticije (bloka), veliki blokovi posljedično dovode do njihove heterogenosti, te se uslijed pristranosti izravno smanjuje i preciznost usporedbe sorata (Idrees i Khan, 2009). Smanjenje mogućnosti utjecaja nekih drugih čimbenika na razlike između sorti u ispitivanju moguće je izborom učinkovitijeg dizajna pokusa poput dizajna s nepotpunim blokovima (*Incomplete Block Design – IBD*). Ideja rješivih dizajna nepotpunih blokova je imati manje blokove unutar repeticije (broj članova u blokovima manji je od ukupnog broja članova pokusa), a samim tim i homogenije. Dizajni s nepotpunim blokovima pružaju mogućnost preciznije analize, pouzdanijih zaključaka i racionalnijeg izvođenja u odnosu na dizajne s potpunim blokovima. Unatoč njihovim prednostima u odnosu na *RCBD* kad je broj kandidata velik, dizajni s nepotpunim blokovima

(*IBD*) nisu se koristili za ispitivanja sorti sve do kasnih 1970-ih zbog njihove nedostupnosti za sve moguće veličine pokusa i zbog komplicirane analize koja se nije mogla provesti jednostavnim metodama i postojećim računalima. Nakon kreiranja alfa dizajna (Patterson i Williams, 1976), koji pruža mogućnost generiranja dizajna s nepotpunim blokovima za bilo koji zadani broj sorti u ispitivanju, u većem broju europskih zemalja postupno se uvode dizajni s nepotpunim blokovima (*IBD*).

Iako su istraživanja provedena u okviru ranije inicijative za uvođenje alfa dizajna pokazala da se primjenom alfa dizajna može postići određeni dobitak u učinkovitosti u odnosu na slučajni blokni raspored (Gunjača i sur., 2005) u Hrvatskoj *RCBD* i dalje ostaje u uporabi kao službeni dizajn pokusa za *VCU* ispitivanja. Izrada ovog doktorskog rada je dio obnovljene inicijative za ispitivanje mogućnosti poboljšanja dizajna *VCU* pokusa koja je potaknula interes za ponovnom analizom pokusa postavljenih kao *RCBD* i analiziranih prema odgovarajućem modelu kako bi se istražile mogućnosti za napredak u učinkovitosti. U tu svrhu mogu se primijeniti dvije različite metode: *postblocking* – metoda naknadnog postavljanja blokova (Patterson i Hunter, 1983; Ainsley i sur., 1987) i prostorna analiza (Besag i Kempton, 1986; Gleeson i Cullis, 1987; Cullis i Gleeson, 1989).

Kroz duža razdoblja, u *VCU* pokusima se očekuje rast prinosa (kao i drugih važnih gospodarskih svojstava) zbog trenda poboljšanja genetskih svojstava novih sorata kroz oplemenjivačke programe (Zorić i sur., 2016). Taj opći trend može biti jače ili slabije uočljiv zbog djelovanja različitih klimatskih i agronomskih čimbenika, pogotovo u kontekstu sve većeg utjecaja klimatskih promjena na sve glavne poljoprivredne biljne vrste (Lobel i Gourdj, 2012). Međutim, interakcija između genotipskih i okolišnih čimbenika je vrlo složena i značajno se razlikuje među glavnim poljoprivrednim vrstama (Challinor i sur., 2014) zbog čega je važno razdvojiti učinak okolišnih čimbenika od genetskih učinaka za pojedinu biljnu vrstu. Kod kukuruza za proizvodnju zrna u Sjedinjenim Državama visoka temperatura je uočena kao najvažniji okolišni čimbenik (Lobell i sur., 2013). Općenito, globalni prinos kukuruza se smanjuje s klimatskim promjenama zbog porasta temperature zraka. Veći utjecaj na smanjenje prinosa kukuruza ima izravni toplinski stres nego neizravni vodeni stres (Zhu i sur., 2019)

1.1. Hipoteze i ciljevi istraživanja

HIPOTEZE:

1. Okolišna komponenta fenotipske varijance prinosa predstavlja dominantan dio ukupne fenotipske varijance za prinos kod svih kultura i odnos između pojedinih komponenata u većini pokusa je vrlo sličan.
2. Analiza prema modelu s nepotpunim blokovima i prostorna analiza učinkovitije su u odnosu na analizu prema modelu slučajnog bloknoeg rasporeda.
3. Promjene okolišnih uvjeta imaju različit utjecaj na genotipove kukuruza različitih vegetacijskih skupina.

CILJEVI:

1. Procijeniti udjele i odnose pojedinih komponenti varijance prinosa u ukupnoj fenotipskoj varijanci.
2. Na temelju analiza podataka primjenom različitih modela procijeniti moguće dobitke u učinkovitosti pokusa.
3. Provesti opsežnu analizu *VCU* pokusa kako bi se raščlanili učinci klimatskih promjena od genetskog napretka kod kukuruza različitih vegetacijskih skupina uključivanjem okolišnih čimbenika koji su se mijenjali tijekom vremena.

2. PREGLED DOSADAŠNJIH ISTRAŽIVANJA

2.1. Komponente fenotipske varijance prinosa u sortnim pokusima

Razumijevanje varijabilnosti podataka, prirode i opsega pokusnih pogrešaka, kao i izvora varijabilnosti je vrlo važno (Robinson, 1984). Komponente varijance su procjene dijela ukupne varijabilnosti koji se odnosi na učinak određenog izvora varijabilnosti (Williams i Matheson, 1994; Serrano, 2014).

Searle (1989.) je dao povijesni prikaz razvoja statističkih metoda procjene komponenti varijance za balansirane i nebalansirane podatke, s odgovarajućim linearnim modelima prema tipu učinaka (fiksni, slučajni i mješoviti) od analize varijance – metode najmanjih kvadrata (ANOVA), tri Hendersonove metode, do metoda procjena najveće vjerodostojnosti (ML – *Maximum likelihood*), ograničene najveće vjerodostojnosti (REML – *Restricted maximum likelihood*) i minimalne norme (MINQUE – *Minimum norm*).

Komponente varijance obično se koriste u formuliranju odgovarajućih dizajna pokusa, uspostavljanju postupaka kontrole kvalitete ili, u genetici, u procjeni heritabilnosti (nasljednosti) i genetskih korelacija (Bhatia, 2022). Komponente varijance imaju važnu primjenu: u pružanju više informacija o eksperimentalnom materijalu kao što je heritabilnost, u predviđanju dobitaka iz programa oplemenjivanja ili selekcije, optimiziranju programa oplemenjivanja ili selekcije; u analizi pojedinih eksperimenata; i u kombiniranju informacija iz nekoliko različitih pokusa ili eksperimenata (Robinson, 1987). Talbot (1984) je koristio komponente varijance za pokazivanje opće preciznosti i učinkovitosti sustava testiranja sorti za nekoliko različitih biljnih vrsta, a Robinson (1984) je koristila komponente varijance za proučavanje sekvencijalnih sustava testiranja gdje sorte mogu biti odbačene (ili prihvaćene) u različitim fazama testiranja. Komponente varijance serija VCU pokusa mogu se koristiti za procjenu optimalnog broja lokacija i ponavljanja (Meyer, 2011).

Utz i Laidig (1989) su primjenom REML metode izračunali komponente varijance prinosa za šesnaest poljskih usjeva za neortogonalne setove podataka službenih njemačkih sortnih pokusa u periodu od 1976. godine do 1986. godine smatrajući sve učinke slučajnim. Varijanca pogreške parcele bila je najveća komponenta varijance prinosa. Komponente varijance interakcije sorta × lokacija i sorta × godina bile su približno jednake veličine, dok je komponenta interakcije sorta × lokacija × godina bila 2 do 4 puta veća. Odnos relativnih vrijednosti komponenti varijance je pokazatelj preciznosti pokusa. S velikom vrijednosti varijance pogreške smanjuje se preciznost pokusa odnosno učinkovitost pokusa. Kao parametar za preciznost pokusa koristili su heritabilnost izraženu kao dio promatrane

fenotipske varijance za koji su odgovorne genotipske razlike koje se mogu reproducirati u budućem pokusu i izrazili potrebu za povećanjem heritabilnosti iznad 0,80 kroz uključivanje većeg broja okoliša i godina. Također su ustanovili kako je povećanje broja ponavljanja manje korisno od povećanja broja lokacija ili godina.

Sortni pokusi se postavljaju u cilju odabira najboljih genotipova za široku proizvodnju u odnosu na postojeće komercijalne standardne sorte i identificiranja sorti koje mogu pružiti komercijalnu dobit u nizu okoliša, ili u određenom okolišu. Tijekom ispitivanja sorti u svrhu priznavanja se promatra i ocjenjuje veliki broj kvalitativnih i kvantitativnih svojstava, uključujući otpornost na bolesti (Smith i sur., 2001), međutim konačni odabir sorte je najčešće na osnovi gospodarski najvažnijeg kvantitativnog svojstva: prinosa (Laidig i sur. 2008). Prinos je najvažnije svojstvo i obično ima najmanju heritabilnost u odnosu na druga kvantitativna i kvalitativna svojstva usjeva (Mijić i sur. 2006; Taneva i sur. 2019) i stoga zahtijeva najviše resursa za testiranje s obzirom na broj godina, lokacija i ponavljanja (Meyer i sur., 2011).

U višelokacijskim *VCU* pokusima možemo promatrati samo fenotipsku vrijednost genotipova, jer je genetski potencijal novih genotipova skriven varijabilnošću uzrokovanom učinkom interakcije genotipa i okoliša (Laidig i sur., 2008). Fenotipska varijanca genotipa predstavlja zbroj genotipske varijance (G), okolišne varijance (E) i varijance interakcije genotipa i okoliša ($G \times E$). Uslijed interakcije genotipa i okoliša, genotipovi različito reagiraju u različitim okolišima i najbolji genotip u jednom okolišu ne mora biti najbolji u drugom okolišu (Falconer i Mackay, 1996). Prevladavajući model fenotipske varijance u agrobiotehničkim znanostima je suma: genetske varijance (G), okolišne varijance (E), varijance interakcije genotipa i okoliša ($G \times E$) i varijance pogreške (Sadras i sur., 2013). Razlike u fenotipskoj varijanci između jedinki su uvjetovane razlikama u njihovom genotipu, uvjetima okoliša i interakcijom između genotipa i okolišnih čimbenika. Sadras i suradnici (2013) navode da relativni doprinos genotipa, okoliša i interakcije genotipa i okoliša fenotipskoj varijanci ovisi o kombinacijama genotipova i okoliša, te svojstvu koje se ispituje (Edmeades i sur., 2004). Na rast usjeva i prinos snažno utječu dostupnost sunčevog zračenja, vode i hranjivih tvari (Westlake, 1963; Sinclair i Rufty, 2012). Vrijednosti komponenti fenotipske varijance prinosa često su rangirane na slijedeći način: $E > G \times E > G$ (Yang i sur., 2005; de la Vega i sur., 2007; Hoffmann i sur., 2009).

Glavni okolišni faktori koji utječu na ostvareni prinos u sortnim pokusima su uvjeti lokacija i godina (vegetacijska sezona). U slučaju sortnih pokusa učinak lokacije obuhvaća sve one čimbenike koji pridonose različitosti prinosa na jednoj lokaciji od prinosa na drugim lokacijama svake godine (pedološki, agrotehnički i klimatski čimbenici). Učinci godine su uglavnom uzrokovani razlikama u klimatskim uvjetima, ali mogu biti i zbog različitih intenziteta bolesti ili promjene primijenjene agrotehnike (Talbot, 1993).

Interakcija genotipa i okoliša ($G \times E$) u višelokacijskim i višegodišnjim pokusima se može podijeliti na interakciju genotipa i lokacije ($G \times L$), interakciju genotipa i godine ($G \times Y$) i trosmjernu interakciju između genotipa i lokacije i godine ($G \times L \times Y$). Za utvrđivanje prisutnosti ovih interakcija, potrebno je postaviti pokuse na više lokacija u više godina. S obzirom da su godišnje varijacije najčešće najveći izvor varijabilnosti prinosa, uobičajeno je smatrati kako se s višegodišnjim testiranjem genotipa može postići pouzdanija procjena njegovog prinosa. Međutim, u slučaju višegodišnjih i višelokacijskih pokusa koja se provode radi izbora sorti u svrhu priznavanja, nije izvedivo donositi odluke o sortama nakon višegodišnjeg ispitivanja; jer se sorte (osim sorti standarda) nakon svake godine ispitivanja povlače ako ne daju dobre rezultate u prvoj godini. Yan i Rajcan (2003) pokazali su dovoljnim jednogodišnje ispitivanje na više lokacija za identifikaciju superiornih i inferiornih genotipova, na osnovi koeficijenta korelacije između ostvarenog prinosa sorte u jednoj godini i ostvarenog prinosa sorte u sljedećoj godini. To opravdava uobičajenu praksu oplemenjivača o povlačenju svoje sorte iz postupka na temelju jednogodišnjeg ispitivanja. Međutim korištenje višegodišnjih podataka omogućuje konačnu procjenu više genotipova.

Izvor podataka o prinosu sorti iz programa oplemenjivanja i ispitivanja gospodarskih vrijednosti sorti su niz poljskih pokusa, poznati kao višelokacijski pokusi (MET – *Multi-environment trials*), koji omogućavaju ispitivanje ostvarenog prinosa sorte na različitim geografskim lokacijama i u određenim slučajevima i u različitim godinama (Smith i sur., 2005). Dinamična priroda *VCU* pokusa, zbog stalnog ulaska novih sorti u ispitivanje i povlačenja sorti iz ispitivanja, kreira nebalansiranu višegodišnju strukturu podataka. Također i neplanirani gubitak podataka pridonosi nebalansiranoj prirodi podataka *VCU* pokusa (Gunjača i sur., 2007) od čega se najveći udio odnosi na nedostatak podataka za pojedine kombinacije godina \times lokacija \times genotip.

Razvoj statističkih metoda za analizu podataka višelokacijskih pokusa, odnosno procjenu komponenti fenotipske varijance, ima dugu povijest. Rane metode su bile usredotočene na primjenu tehnike analize varijance (*ANOVA*), s fiksnim modelom učinaka, gdje je obavljena usporedba sorti sa standardima na temelju srednjih vrijednosti sorti ispitanih na istoj lokaciji uz procjenu značajnosti razlike t-testom (Smith i sur., 2001). Nedostatak ovog pristupa je što ne pruža uvid u prirodu interakcije sorte i okoliša (Kempton, 1984), što može ometati odabir sorti i odluke o preporukama za sorte. Opći prosjek prinosa sorte za različite okoliše je nedovoljan za identifikaciju sorti koje imaju i visoke i stabilne prinose (tako da su prikladne za široku uporabu) ili koje ostvaruju visok prinos pod određenim uvjetima (pa mogu biti prikladne za uporabu u određenim okolišima).

Prema Searleu (1989) prekretnica za procjenu komponenti varijance za nebalansirane podatke je rad Hendersona 1953. godine, a radikalne promjene su se dogodile u periodu 1967. – 1972. godine s prezentiranjem tri metode procjene temeljene na pretpostavkama normalne distribucije pogrešaka: 1) metoda najveće vjerodostojnosti (*ML – Maximum likelihood*) prikazana u radu Hartleya i Raoa 1967. godine, 2) metoda ograničene najveće vjerodostojnosti (*REML – Restricted maximum likelihood*) koju su za uravnotežene podatke započeli Anderson i Bancroft 1952. godine i Thompson 1962. godine, a proširili Patterson i Thompson 1971. godine na dizajne s blokovima, a zatim i na neuravnotežene podatke općenito; i 3) metoda nepristrane procjene s minimalnom kvadratnom normom (*MINQUE – Minimum norm quadratic unbiased estimation*) LaMottea (1970, 1973) i Raoa (1970, 1971.a,b, 1972).

Prednosti mješovitih linearnih modela u analizi višelokacijskih pokusa su sljedeći: lakoća rukovanja nepotpunim podacima (ukoliko nemamo podatak za sve sorte na svim lokacijama), mogućnost korištenja realističnijih modela za varijaciju pogreške pokusa (npr. nepotpuni blokovi, modeli prostorne korelacije) i mogućnost pretpostavljanja da su neki setovi efekata (npr. sorte i/ili okoliš) slučajni, a ne fiksni. Četiri najčešća pristupa za analizu *MET* podataka u mješovitim modelima za istraživanje interakcije sorte i okoliša su: modeli komponenti varijance, regresijska analiza sorte i okolišnih varijabli, regresijska analiza sorte i prosječne vrijednosti okolišne varijable i multiplikativni modeli (Smith i sur., 2005). Najpopularnija metoda za procjenu komponenti varijance u neuravnoteženim setovima podataka je *REML* metoda prema Pattersonu (1997). Procjena parametara u mješovitim modelima zahtjeva procjenu prosječne vrijednosti za fiksne učinke i procjenu komponenti varijance za slučajne učinke što je moguće *REML* metodom (Williams i Matheson, 1994).

Procjena komponenti fenotipske varijance prinosa sortnih pokusa i pokusa za preporučenu sortnu listu (od 1968. do 1980. godine) u Velikoj Britaniji uporabom *REML* metode (Talbot, 1993), za ozimu pšenicu, jari ječam, ljulj, krumpir i šećernu repu, pokazala je povezanost 80 % varijacija prinosa s okolišnim čimbenicima (učinkom godine i učinkom interakcije lokacija × godina), 10 % učinkom lokacije i preostalih 10 % učinkom interakcije sorta × okoliš. Daljnje raščlanjivanje interakcije sorte i okoliša je jasno definiralo dominantni udio interakcije sorta × lokacija × godina sa 65 %, zatim interakcije sorta × godina s 22 % i interakcije sorta × lokacija s 13 %. Pri usporedbi varijance prinosa za pokuse ječma i ozime pšenice u Velikoj Britaniji, Njemačkoj i Španjolskoj utvrđeno je postojanje jasne sličnosti u odgovoru populacija sorti prema okolišu u tim zemljama.

Pri analizi jednogodišnjih podataka službenih pokusa soje, za razdoblje od deset godina (Yan i Rajcan, 2003) u osam godina je glavni učinak lokacije (L) bio puno veći izvor varijacije prinosa

od glavnog učinka genotipa (G) i interakcije genotipa i lokacije ($G \times L$) zajedno s eksperimentalnom pogreškom, a učinak interakcije genotipa i lokacije ($G \times L$) uvijek je bio veći od učinka genotipa (G). Pri zajedničkoj analizi svih desetogodišnjih podataka utvrđeno je da je interakcija godine i lokacije ($Y \times L$) najvažniji izvor varijabilnosti za prinos soje, koji čini 55 % ukupne varijabilnosti. Drugi najveći izvor varijabilnosti bio je učinak godine (15 %), dok je učinak lokacije bio samo 2 %. Učinak genotipa (G) objasnio je 10 % ukupne varijabilnosti prinosa, a s interakcijom genotip \times okoliš ($G \times E$) zajedno s eksperimentalnom pogreškom objašnjeno je 15 % ukupne varijacije. Statistički značajne su bile samo komponente varijance genotipa (G) i interakcije godine i lokacije ($Y \times L$).

Na osnovi analize genotipske i okolišne varijabilnosti prinosa za 30 biljnih vrsta procjenom komponenti fenotipske varijance prinosa njemačkih VCU pokusa REML metodom (Laidig i sur., 2008) opisana je struktura komponenti fenotipske varijance prinosa po biljnim vrstama za period od 1991. do 2006. godine i uspoređene su komponente varijance s rezultatima bivše Zapadne Njemačke za period od 1975. do 1986. godine. Radi lakše usporedbe komponenti fenotipske varijance između biljnih vrsta učinci su prikazani kao koeficijenti varijacije, tj. kvadratni korijeni komponente varijance izraženi kao postotak srednje vrijednosti prinosa. Prosječni koeficijenti varijacije okoliša za sve biljne vrste su s dominantnim udjelom u ukupnoj fenotipskoj varijanci ($L = 10,9$; $Y = 8,2$; $L \times Y = 12,2$), dok su prosječni koeficijenti za genotipove ($G = 5,1$), genotip \times okoliš ($G \times L = 2,7$; $G \times Y = 2,0$; $G \times L \times Y = 3,8$) i varijanca pogreške ($e = 5,4$) znatno manji. Dominantan je utjecaj lokacije na uvjete rasta u odnosu na utjecaj klimatskih promjena kroz godine, ali su manji zasebno od interakcije lokacije i godine. Također je isti odnos i kod prosječnih koeficijenata za genotip i interakcije genotipa i okoliša. Što se tiče reakcije skupina biljnih vrsta na promjene uvjeta okoliša, krmno bilje reagira jače na promjene uvjeta okoliša od krumpira, uljanog i proteinskog bilja, šećerne repe, žitarica i kukuruza. S izuzetkom lucerne i krumpira, varijacije prinosa usjeva uzrokovani su više lokalnim uvjetima uzgoja nego klimatskim promjenama iz godine u godinu. Genotipska varijacija šećerne repe i krumpira je oko dva puta veća nego što je za žitarice, kukuruz i krmno bilje. Sorte krumpira, uljarica i proteinskih biljnih vrsta znatno jače reagiraju na lokaciju, posebno na interakciju genotip \times lokacija \times godina, nego genotipovi drugih skupina.

Meyer i sur. (2011) su izvršili dodatne procjene komponenti fenotipske varijance prinosa njemačkih VCU pokusa s uključene tri dodatne godine ispitivanja (1991. – 2009.) i usporedili dobivene rezultate s rezultatima Laidiga i sur. (2008) za period 1991. do 2006. godine. Varijanca godine je u dopunjenom setu podataka imala nešto veći relativni udio u fenotipskoj varijanci (od 5 %), dok su ostale komponente bile na razini prethodnih rezultata ispitivanja.

Mackay i sur. (2011) su analizom podataka ispitivanja sorti ozime pšenice, jarog i ozimog ječma, uljane repice, šećerne repe i krmnog kukuruza za upis u sortnu listu i preporučenu

sortnu listu u Velikoj Britaniji, u razdoblju od 1948. godine do 2007. godine, utvrdili veliki doprinos oplemenjivanja povećanju prinosa. U periodu od 1948. godine do 1982. godine procijenili su da je doprinos oplemenjivanja bilja povećanju prinosa za ozimi ječam 42 %, za ozimu pšenicu 60 % i za jari ječam 86 %. Od 1982. do 2007. godine, 88 % povećanja prinosa žitarica i uljane repice se pripisalo napretku razvoja genotipova, s malim utjecajem promjena u agronomskoj praksi. U istom razdoblju oplemenjivanje bilja i promjene u agronomskoj praksi su gotovo podjednako doprinijeli povećanju prinosa krmnog kukuruza i šećerne repe. Smanjena otpornost sorti na bolesti tijekom životnog vijeka sorte može uzrokovati pristrane procjene učinaka sorti i godina, ali usporedba između tretiranih i netretiranih pokusa fungicidom tijekom godina može biti sredstvo za provjeru trajne otpornosti. Najveću osjetljivost kroz godine germplazma ozime pšenice je pokazala na razlike u količini ljetnih oborina i zimskih temperatura.

U oplemenjivanju bilja, najpoznatije i najkorisnije mjerilo povezanosti fenotipske varijance i genotipske komponente varijance jest heritabilnost u širem smislu. Schmidt i suradnici (2019a) prema Falconeru i Mackayu (2005) interpretiraju heritabilnost kao: (i) omjer genotipske i fenotipske varijance, (ii) koeficijent regresije genotipskih na fenotipske vrijednosti, (iii) kvadratna vrijednost koeficijenta korelacije između genotipskih i fenotipskih vrijednosti i (iiii) omjer odgovora na selekciju i selekcijskog diferencijala. Schmidt i sur. (2019b) ističu da je heritabilnost u širem smislu procijenjena na osnovi srednjih vrijednosti genotipova korisno opisno mjerilo za procjenu učinkovitosti i preciznosti rezultata (pouzdanosti podataka) sortnih pokusa. Standardna metoda procjene heritabilnosti implicira uravnotežene podatke, no heritabilnost se u posljednje vrijeme rutinski procjenjuje i u okruženjima mješovitih modela (Schmidt i sur. 2019a).

2.2. Učinkovitost dizajna poljskih pokusa i primjena *postblockinga* i prostorne analize

Oplemenjivanje i procjena stvorenih sorti je jedna od najstarijih težnji istraživanja u poljoprivredi s velikim utjecajem na svjetsku proizvodnju hrane. Konvencionalne metode oplemenjivanja su dale veliki broj sorti i hibrida koji su neizmjerljivo doprinijele znatno većim prinosima žitarica, stabilnosti prinosa i dobiti poljoprivrednih gospodarstava. Za održanje stope poboljšanja prinosa koja bi zadovoljila potrebe rastućeg stanovništva neophodne su i konvencionalne metode oplemenjivanja bilja i biotehnološke metode. Veoma je značajno da statističke metode koje se koriste za postavljanje poljskih pokusa i analizu podataka iz programa oplemenjivanja i evaluacije sorti budu što točnije, učinkovitije i informativnije (Smith i sur., 2005). Jedan od najvažnijih ciljeva postavljanja poljskih pokusa je testiranje razlike

učinaka tretiranja. Učinkovitost dizajna se može promatrati u smislu njegovog učinka na smanjenje pogreške razlike učinaka tretiranja. Relativna učinkovitost dizajna pokusa se može procijeniti iz omjera standardnih pogrešaka razlika učinaka tretiranja iz reduciranog i punog modela dizajna (Gunjača, 2022).

Začetak hrvatskog sustava ispitivanja sorti potječe iz jeseni 1991. godine. Ispitivanja su u početku bila ograničena na usko područje sa samo nekoliko dostupnih lokacija (Gunjača i sur., 1999), a sustav je potpuno uspostavljen 1998. godine osnivanjem Zavoda za sjemenarstvo i rasadničarstvo u Osijeku kao nacionalnog nadležnog tijela odgovornog provođenje ispitivanja sorti za registraciju sorti odnosno za priznavanje i upis sorti u Sortnu listu. Od prvog dana većina *VCU* pokusa dizajnirana je i analizirana kao slučajni blokni raspored (*RCBD*) uz iznimnu primjenu latinskog kvadrata samo za nekoliko pokusa s malim brojem sorata u ispitivanju. Kad god je broj sorata u ispitivanju bio velik, negativni učinci velikih blokova su izbjegavani dijeljenjem sorata u skupine prema godini ispitivanja; ako su se stvorene skupine smatrale prevelikima, dalje su se dijelile na podskupine. Pokusi su zatim izvedeni odvojeno za svaku skupinu ili podskupinu, tako da tijekom godina veličina bloka nikada nije prelazila 40 parcela.

Istraživanja Gunjače i suradnika provedena u okviru ranije inicijative za uvođenje alfa dizajna (2005) pokazala su da se primjenom alfa dizajna još uvijek može postići određeni dobitak u učinkovitosti u odnosu na slučajni blokni raspored.

Alfa dizajn, ciklički rješivi dizajn kojeg su predložili Patterson i Williams (1976) pružio je mogućnost generiranja dizajna s nepotpunim blokovima za bilo koji broj sorti u ispitivanju. Konstrukcija alfa dizajna se obavlja primjenom metode cikličke supstitucije uz pomoć tvorbene matrice. Alfa dizajn predstavlja rješivi dizajn, jer su u nepotpunim blokovima raspodijeljena tretiranja tako da nepotpuni blokovi čine kompletnu repeticiju. Odnosno alfa dizajn izgleda kao da su repeticije slučajnog blokno rasporeda podijeljene na određen broj nepotpunih blokova i vrijedi pravilo da je broj tretiranja v jednak produktu veličine bloka k i broja blokova unutar repeticije s , odnosno $v = k \times s$. Također se s rasporedom tretiranja u nepotpunim blokovima omogućuje usporedba svih parova sorti s približno istom preciznošću (Williams i Matheson, 1994). Ukoliko je broj tretiranja prim broj može se primijeniti alfa dizajn s različitim veličinama blokova k i $(k - 1)$. Alfa dizajn u tom slučaju se konstruira generiranjem alfa dizajna za povećan broj tretiranja i iz gotovog dizajna se izbace suvišna tretiranja (Gunjača, 2022).

S obzirom na veliki broj sorti u ispitivanju koji se zna promijeniti neposredno prije sjetve te se mora mijenjati plan pokusa i nemogućnosti ostvarivanja homogenih uvjeta u repeticijama za sve članove pokusa primjenom *RCBD* dizajna u njemačkim službenim pokusima je u periodu od 1995. godine do 2002. godine uveden alfa dizajn u sustav sortnih pokusa (Meyer i Laidig,

2003). U Ujedinjenom Kraljevstvu je također u kasnim 70-im godinama alfa dizajn u sustavu sortnih pokusa zamijenio *RCBD* dizajn (Mackay i sur., 2011).

Postblocking su prvi put primijenili Patterson i Hunter (1983). Izraz *postblocking* je izvorno korišten za ponovljenu analizu rezultata pokusa koji su već bili postavljena prema alfa dizajnu, kako bi se usporedile učinkovitosti različitih veličina nepotpunih blokova i pronašla optimalna veličina nepotpunog bloka. Također su utvrdili izravan utjecaj izbora veličine nepotpunog bloka na učinkovitost ispitivanja, jer je optimalna veličina nepotpunog bloka kompromis između veličine pogreške usporedbe unutar nepotpunog bloka i broja usporedbi unutar nepotpunog bloka. Na temelju rezultata njihove analize skupa od 166 sortnih pokusa, razvili su praktično pravilo za optimalnu veličinu bloka, koje bi trebalo biti približno jednako kvadratnom korijenu v . Stoga, ovisno o vrijednosti v , dostupni izbori za k mogu biti daleko od optimalnih.

Ainsley i suradnici (1987) su kasnije predložili korištenje te metode za ponovnu analizu pokusa postavljenih kao *RCBD* prema *IBD* modelu. Postupak se provodi tako da se svaki potpuni blok koga čini određen broj članova (sorti) v podijeli na s nepotpunih blokova veličine k ($v = s \times k$). Međutim za veličinu nepotpunog bloka k postoji ograničenje da k treba biti faktor broja sorti u ispitivanju. Slijedeći problem pri izboru veličine nepotpunog bloka k je što se ne može primijeniti na *RCBD* pokuse u kojima je broj sorti u ispitivanju odnosno vrijednost v prim broj ili je neprihvatljiva veličina ako su dostupne samo izuzetno male i izuzetno velike vrijednosti k .

Ta su ograničenja vjerojatno razlog zašto, unatoč relativno širokoj uporabi izraza *postblocking* u literaturi o eksperimentalnom dizajnu, postoji vrlo malo studija u kojima je ta tehnika zapravo primijenjena. Od 73 priložena navoda (prosinac 2021. godine) Patterson i Hunter (1983) u *Web of Science Core Collection*, *postblocking* je primijenjen u samo četiri rada (izuzimajući nekoliko aplikacija na simuliranim podacima). *Postblocking* se obično provodi za simulaciju dvodimenzionalnog dizajna (redak-stupac), što je slučaj u sva četiri rada gdje se citira Patterson i Hunter iz 1983. godine (Zhao i sur. 1998; Qiao i sur. 2000; Silva i sur. 2016; Xing i sur. 2017), kao i kod nekih drugih (Dutkowski i sur. 2002; Lopez i sur. 2002). S druge strane, u izvornoj primjeni *postblockinga* očito nije postojalo takvo ograničenje broja k , jer su Patterson i Hunter (1983) koristili skup od 166 ispitivanja sorte, s vjerojatno širokim rasponom vrijednosti v (moguće uključujući i prim brojeve) i sve veličine blokova u rasponu između 2 i 16.

Patterson i Hunter (1983) pružaju oskudni opis koji ne daje dovoljno detalja za rekonstrukciju tehnike *postblockinga* koju su koristili, ali detaljno objašnjenje njihove složene sheme može se naći u doktorskoj tezi Ann Ainsley (1985). Za svaku veličinu bloka k , *postblocking* se sastoji od iterativnog postupka koji počinje pomjeranjem nepotpunih blokova, počevši s prvom

parcelom u polju, odbacivanjem svih suvišnih parcela i izračunavanjem srednjeg kvadrata pogreške (*EMS – Error mean square*) *IBD* analizom. U svakoj sljedećoj iteraciji, preklapanje blokova se pomiče za jednu parcelu i *EMS* se ponovno izračunava za novi položaj blokova. Konačna procjena *EMS*-a za veličinu bloka k je srednja vrijednost k izračunatih *EMS*-ova ponderiranih njihovim stupnjevima slobode (*DF – Degrees of Freedom*). Bez obzira na primijenjenu tehniku, *postblocking* treba pažljivo koristiti (Patterson i Hunter, 1983; Ainsley i sur., 1987; Williams i Fu, 1999) kako bi se izbjegla zamka pretjeranog *postblockinga* (Gilmour, 2000).

Patterson i Hunter (1983) su podatke o ispitivanju sorti analizirali nakon *postblockinga* i koristili procijenjene prosječne kvadrate pogreške za svaki blok veličine k (prosjeak za preko 166 pokusa) kako bi razvili pravilo koje definira prosječne kvadrate pogreške u funkciji nekih prostornih parametara. Pravilo su temeljili na autoregresivnom prostornom postupku i nazvali ga pravilom eksponencijalne varijance (EV). Iako je prva primjena autoregresivnog prostornog modela (na podacima iz terenskih ispitivanja) bila gotovo 30 godina prije (Williams, 1952), u širu uporabu za analizu terenskih pokusa uvedena je tek u godinama koje su uslijedile nakon objavljivanja rada Pattersona i Huntera 1983. godine (Besag i Kempton, 1986; Gleeson i Cullis, 1987; Cullis i Gleeson, 1989). Općenito, prostorna analiza, kada se provodi na podacima ispitivanja *RCBD* ili *IBD*, može imati isti nedostatak kao i *postblocking*: neoptimalan dizajn za primijenjeni statistički model, što dovodi do pristranosti u procjenama pogreške. Suprotno *postblockingu*, prostorna analiza sama po sebi ne mora biti toliko kontradiktorna, jer dizajn pokusa može istovremeno biti optimiziran za parametre modela bloknog rasporeda i za prostorne parametre primjenjujući različite sheme (Williams i Piepho, 2013).

Međutim, čak i u suboptimalnom dizajnu, prostorna analiza može biti učinkovitija od odgovarajućeg *IBD* modela (Lill i sur., 1988; Cullis i Gleeson, 1989).

2.3. Izbor skupine zriobe kukuruza kao prilagodba klimatskim promjenama

Dugoročni VCU pokusi hibrida kukuruza (Waes, 2006; Zorić, 2020) koji se provode u svrhu priznavanja kukuruza su vrijedan izvor informacija o prinosu kukuruza po skupinama zriobe (Zorić i sur., 2016) kao i o općim trendovima prinosa kukuruza (Schils i sur., 2020; Laidig i sur., 2014).

Klimatski čimbenici kao što su temperatura, oborine, koncentracija ugljikovog dioksida (CO₂) i dostupnost vode izravno utječu na prinos pojedinih usjeva. Variranje prinosa između godina povezano je s vremenskim prilikama u vegetacijskoj godini. Vremenske prilike također utječu i na insekte, bolesti i korov, koji utječu na poljoprivrednu proizvodnju (Hatfield i sur., 2008).

Bönecke i sur. (2020) su utvrđivali učinke pojedinih agrometeoroloških čimbenika na kretanje prinosa njemačke ozime pšenice između 1958. i 2015. godine iz 298 pokusa gnojidbe dušikom (N). U tu svrhu odvojili su klimatske od genetskih i agronomskih učinaka prinosa koristeći linearne modele mješovitog učinka i procijenili klimatski utjecaj na temelju koeficijenta determinacije za te modele. Rezultati ukazuju na općeniti i snažni učinak agroklimatskih promjena na kretanje prinosa, posebice zbog povećanja srednjih dnevnih temperatura i toplinskog stresa tijekom razdoblja nalijevanja zrna. Osim u danima toplinskog stresa s više od 31 °C, prinosi na mjestima s većim potencijalom prinosa bili su manje skloni nepovoljnim vremenskim utjecajima nego na mjestima s manjim prinosom.

Kretanje prinosa poljoprivrednih usjeva tijekom vremena nije samo rezultat genetskih i agronomskih čimbenika, već i rezultat složene interakcije između klimatskih uvjeta i specifičnih uvjeta tla. Dužina vegetacije hibrida kukuruza vrlo je važan čimbenik pri utvrđivanju potencijala rodosti za pojedine uzgojne okoliše pogotovo u kontekstu klimatskih promjena. Globalno gledano, relativna zrelost hibrida kukuruza, odnosno trajanje vegetacijskog ciklusa postaje sve važnije u kontekstu klimatskih promjena za maksimiziranje prinosa, pri čemu poljoprivrednici trebaju kontinuirano prilagođavati trajanje vegetacije kukuruza i datume sadnje različitim uvjetima okoliša (Parent i sur., 2018).

U svijetu se koristi nekoliko sustava za ocjenjivanje zrelosti hibrida kukuruza. U Sjevernoj Americi koriste se različite toplinske jedinice uključujući relativnu zrelost (*Relative maturity* – RM) i sume aktivne temperature (*Growing Degree Days* – GDD) (Dwyer i sur., 1999), dok se u Europi (Union, 2021) još uvijek koristi jedinstvena metoda koju je preporučila Organizacija za hranu i poljoprivredu Ujedinjenih naroda (*Food and Agriculture Organization* – FAO) (Jugendheimer, 1976). FAO skupine zriobe kao i relativna zrelost hibrida predstavljaju duljinu vremena potrebnog hibridu da dosegne vlagu za berbu u odnosu na standardni hibrid. Ova

klasifikacija zrelosti važna je komponenta za ocjenjivanje novih hibrida kukuruza prije nego što se mogu registrirati na preporučenim ili nacionalnim popisima sorti i pustiti u komercijalnu upotrebu (Jugenhheimer, 1976).

Dugoročni *VCU* pokusi mogu pomoći pri odabiru optimalne vegetacijske skupine istraživanjem genotipske i okolišne varijabilnosti genotipova kukuruza različitih skupina zriobe. Međutim, genetske vrijednosti hibrida u višelokacijskim *VCU* ispitivanjima skrivene su zbog varijacije uzrokovane učinkom složene interakcije genotipa i okoliša (Kang i sur., 2020). Kako bi se raščlanila ova složenost, predloženo je nekoliko okolišnih (klimatskih) indeksa koji mogu identificirati stres i uključuju klimatske varijable kako bi se omogućila pouzdana predviđanja unutar vegetacijske sezone u novim okruženjima (Kang i sur., 2020 i Wang i sur., 2016).

Promjena klime znatno utječe na proizvodnju kukuruza (IPCC, 2014) uzrokujući razne abiotičke i biotičke stresove. Utvrđivanje stresa kod biljaka kukuruza, uglavnom uslijed suše i visokih temperatura, moguće je pomoću nekoliko agroklimatskih indeksa. U jugoistočnoj Europi su, između ostalih, za kvantificiranje stresa suše korišteni indeks sušnosti (aridnosti) (Kovačević i sur., 2007) i Palmerov indeks jakosti suše (*PDSI – Palmer Drought Severity Index*) (Pandžić i sur., 2021). Pokazalo se, međutim, da ekstremne vrućine kao uzroci stresa mogu imati kritičniju ulogu za proizvodnju kukuruza od suše u SAD-u (Lobell i sur., 2013), potvrđujući prethodne statističke studije nenavodnjavanog usjeva kukuruza, koje pokazuju snažan negativni odgovor prinosa na akumulaciju ekstremnih temperatura ($> 30\text{ }^{\circ}\text{C}$) i relativno slab odgovor na sezonske oborine. Tijekom srpnja i kolovoza u našoj zemlji sve češće maksimalne dnevne temperature zraka (MDTZ) rastu preko $30\text{ }^{\circ}\text{C}$ (DHMZ, 2013). Koncept stresnih toplinskih jedinica (*Stress Degree Day – SDD*) uz pomoć MDTZ pri čemu je temperatura od $30\text{ }^{\circ}\text{C}$ uzeta je kao donja granica kod koje počinje stres uslijed nedostatka vode (Idso i sur., 1981.) koristi se desetljećima za mjerenje toplinskog stresa koji se pojavljuje također i u novijim studijama (Zhu i sur., 2019; Buhiniček i sur., 2021). Buhiniček i sur. (2021) koristili su dugogodišnje predregistracijske pokuse u Hrvatskoj i službene podatke Državnog hidrometeorološkog zavoda kako bi pokazali da nepovoljni klimatski uvjeti tijekom vegetacije kukuruza postaju sve izraženiji u posljednja tri desetljeća. U toj studiji temeljenoj na eksperimentalnim i simulacijskim podacima pokazalo se da bi odabir prave skupine zrelosti trebao imati još važniju ulogu u budućnosti. Međutim, učinci interakcije genotipa i okoliša nisu zabilježeni.

Kod kukuruza je uočeno da je visoka temperatura najvažniji okolišni čimbenik za proizvodnju zrna u Sjedinjenim Državama (Lobell i sur., 2013). Općenito, globalni prinos kukuruza se smanjuje s klimatskim promjenama zbog porasta temperature zraka. Zhu i suradnici (2019) su sjedinili modele usjeva, satelitska promatranja, istraživanja i terenske podatke kako bi

istražili kako toplinski stres utječe na prinos kukuruza na američkom Srednjem zapadu. Kada su se učinci zagrijavanja razložili na izravni toplinski stres i neizravni vodeni stres, podaci promatranja sugeriraju više smanjenje prinosa izravnim toplinskim stresom ($- 4,6 \pm 1,0 \% / ^\circ\text{C}$) nego neizravnim vodenim stresom ($- 1,7 \pm 0,65 \% / ^\circ\text{C}$). Istraživanja u Francuskoj (Caubel i sur., 2018), Indiji (Kleinknecht i sur., 2013) i Kini (Liu i sur., 2013a) pokazuju kao jedan od načina ublažavanja učinka toplinskoga stresa detekcija i odabir optimalne vegetacijske skupine za pojedino uzgojno područje što može spriječiti smanjenje prinosa kukuruza.

3. MATERIJAL I METODE RADA

3.1. Komponente fenotipske varijance prinosa u sortnim pokusima

U istraživanju su analizirani podaci prinosa iz osam serija službenih hrvatskih sortnih pokusa šest biljnih vrsta u razdoblju od 2001. godine do 2010. godine: ozima pšenica, ozimi ječam, kukuruz *FAO 300*, kukuruz *FAO 400*, kukuruz *FAO 500*, ozima uljana repica, suncokret i šećerna repa. Svi pokusi su postavljeni prema slučajnom bloknom rasporedu (*RCBD*) s četiri ponavljanja. Pokusi za svaku biljnu vrstu svake godine bili su postavljeni na tri do šest od slijedećih osam lokacija: Lovas, Tovarnik, Osijek, Beli Manastir, Kutjevo, Nova Gradiška, Koprivnica i Zagreb. U cilju praćenja otpornosti suncokreta na ekonomski najznačajnije bolesti u Osijeku, postavljen je dodatni pokus bez primjene fungicida – netretirani pokus (uvjeti prirodne infekcije), koji se smatrao zasebnom lokacijom – Osijek (NT). Veličina osnovne parcele bila je 10 m² za ozimu pšenicu, ozimi ječam i ozimu uljanu repicu; 11,2 m² za kukuruz i suncokret i 8 m² za šećernu repu. Prinosi zrna ozime pšenice, ozimog ječma i kukuruza preračunati su na bazi 14 % vlage u zrnu, dok je prinos zrna za ozimu uljanu repicu i suncokret preračunat na osnovi 9 % vlage. Prije i tijekom uzgoja usjeva bile su primijenjene standardne agrotehničke mjere: priprema tla, gnojidba, zaštita od korova, štetočina i bolesti. Skupovi podataka mogu se podijeliti u četiri skupine: žitarice, kukuruz, uljane kulture i šećerna repa (Tablica 1). Ukupan broj genotipova u *VCU* pokusima uključuje: sorte standarde i genotipove u postupku priznavanja (genotipove koji su priznati nakon *VCU*, genotipove koji nisu priznati, povučene genotipove nakon jedne ili dvije godine ispitivanja). Svi genotipovi uključeni u istraživanja su bili označeni šiframa. Sve serije pokusa raspoređene su u tipičnim uzgojnim područjima sjevernog dijela Hrvatske, uključujući pet do sedam lokacija čineći 36-49 pojedinačnih pokusa u desetogodišnjem razdoblju.

Tablica 1. Pregled ukupnog broja genotipova, lokacija i pokusa u osam serija službenih sortnih pokusa u RH ocjenjivanih u razdoblju od 2001. do 2010. godine

Usjev	Prinos	Ukupan broj		
		Genotipova	Lokacija	Pokusa
Strna žita				
Ozima pšenica	Zrno (t/ha)	323	6	49
Ozimi ječam	Zrno (t/ha)	97	5	40
Kukuruz				
Kukuruz <i>FAO 300</i>	Zrno (t/ha)	150	6	48
Kukuruz <i>FAO 400</i>	Zrno (t/ha)	223	6	48
Kukuruz <i>FAO 500</i>	Zrno (t/ha)	138	6	48
Uljarice				
Ozima uljana repica	Zrno (t/ha)	120	4	36
Suncokret	Zrno (t/ha)	190	5	47
Šećerna repa	Prirod korijena (t/ha)	204	5	37

Procjena komponenti varijance provedena je pomoću dvije metode: 1. pomoću standardnog fiksnog ANOVA modela u dvije faze i 2. pomoću mješovitog modela.

Analize varijance pojedinačnih VCU pokusa tijekom desetogodišnjeg razdoblja (od 2001. godine do 2010. godine) za ispitivane kulture su provedene primjenom standardnog fiksnog modela ANOVA-e u dvije faze: 1. analiza pojedinačnih pokusa po lokacijama za svaku godinu i 2. kombinirane analize varijance za kulture po pojedinim godinama.

S obzirom da su oplemenjivači tijekom predviđenog trogodišnjeg ispitivanja genotipove kandidate povlačili i prijavljivali nove genotipove iz godine u godinu, tijekom desetogodišnjeg razdoblja mijenjali su se genotipovi u VCU pokusima, a zbog logističkih razloga mijenjale su se i lokacije izvođenja VCU pokusa. Višegodišnji skupovi podataka su stoga nebalansirani i neortogonalni. Zbog toga procjenu komponenti varijance prinosa serije višegodišnjih VCU pokusa po kulturama nije moguće provesti uobičajenom standardnom višegodišnjom analizom varijance (ANOVA) prema fiksnom modelu, gdje se godine i lokacije pojavljuju kao zasebni učinci, već je potrebno primijeniti mješoviti model.

3.1.1. Procjena komponenti varijance prinosa pomoću standardnog fiksnog modela ANOVA-e

U prvoj fazi su se analizirali pojedinačni pokusi uzimajući u obzir dizajn pokusa, te procijenili učinci i prosjeci genotipova na temelju kojih se u drugoj fazi procijenila komponenta varijance za svaku seriju pokusa unutar balansirano skupa podataka za pojedinu godinu. Pokusi u

kojima je nedostajalo više od 10 % podataka nisu analizirani, a nedostajući podaci do 10 % pokusa procijenjeni su iterativnom metodom Healya i Westmacotta (1956). U slučaju pojedinog kultivara standarda u pokusima koji je korišten kao više članova pokusa (entries), uzeti su u obzir podaci samo za jedan član istoga genotipa slučajnim odabirom. Ako su u jednoj vegetacijskoj godini i jednoj lokaciji potpuno nedostajali podaci za neki genotip, taj genotip nije uvršten u analizu pojedinačnog pokusa. Pojedinačni pokusi su analizirani prema modelu slučajnog bloknog rasporeda:

$$y_{ij} = \mu + G_i + REP_j + e_{ij} \quad (1)$$

gdje je y_{ij} prosječni prinos i-tog genotipa u j-toj repeticiji, μ ukupni prosjek pokusa, G_i učinak i-tog genotipa, REP_j učinak j-te repeticije, a e_{ij} pogreška pokusa.

Nakon toga u drugoj fazi, napravljene su kombinirane analize varijance za pojedine godine:

$$y_{ij} = \mu + G_i + L_j + GL_{ij} + e_{ij} \quad (2)$$

gdje je y_{ij} prosječni prinos i-tog genotipa na j-toj lokaciji, μ ukupni prosječni prinos, G_i učinak i-tog genotipa, L_j učinak j-te lokacije, GL_{ij} interakcijski učinak, a e_{ij} je pogreška pokusa uzimajući u obzir i r-tu repeticiju. U tablici 2 prikazan je način izračuna komponenti varijance prema prvoj metodi. Procjene varijance pogreške i komponenti varijance izračunane su prema modelu sa slučajnim učincima za balansirane setove podataka (Snedecor i Cochran 1989; Searle i Gruber 2016).

Tablica 2. Procjena komponenti varijance prinosa na osnovi balansiranih setova podataka (prema prvoj metodi)

Izvor variranja	Stupnjevi slobode (DF)	Varijanca (MS)	Komponenta varijance
Genotip (G)	G - 1	MS1	$\sigma_g^2 = (MS1 - MS3)/L$
Lokacija (L)	L - 1	MS2	$\sigma_l^2 = (MS2 - MS3)/G$
Interakcija G × L	(G - 1)(L - 1)	MS3	$\sigma_{gl}^2 = MS3 - MS4$
Pogreška		MS4	$\sigma_e^2 = MS4$

Izračun komponenta varijance prinosa VCU pokusa po godinama napravljen je u svrhu procjene heritabilnosti kao mjere preciznosti odnosno ponovljivosti (*repeatability*) pokusa u pojedinoj godini.

Heritabilnost u širem smislu procijenjena je na osnovi srednjih vrijednosti genotipova (Hallauer i sur., 2010):

$$H^2 = \frac{\sigma_g^2}{\sigma_g^2 + (\sigma_{gl}^2/L) + (\sigma_e^2/L)} \quad (3)$$

gdje je H^2 heritabilnost genotipova, σ_g^2 je genotipska komponenta varijance, σ_{gl}^2 komponenta varijance interakcije $G \times L$, σ_e^2 varijanca pogreške, a L je broj lokacija. Heritabilnost je u nekim slučajevima jednaka nuli jer je genetska komponenta varijance bila negativna. Za analizu pojedinačnih pokusa i kombiniranih analiza za pojedine godine koristio se programski paket *PLABSTAT* (Utz, 1995).

3.1.2. Procjena komponenti varijance prinosa pomoću mješovitog modela

U drugoj metodi koristio se mješoviti model za procjenu komponenti varijance prinosa za osam serija službenih *VCU* pokusa:

$$y_{ijk} = \mu + G_i + L_j + Y_k + GL_{ij} + GY_{ik} + LY_{jk} + GLY_{ijk} + e_{ijk} \quad (4)$$

gdje je y_{ijk} prosječni prinos i -tog genotipa na j -toj lokaciji k -te godine, μ ukupni prosječni prinos, G_i učinak i -tog genotipa, L_j učinak j -te lokacije, Y_k učinak k -te godine, GL_{ij} , GY_{ik} , LY_{jk} , GLY_{ijk} interakcijski učinci, a e_{ijk} je ostatak, odnosno pogreška pokusa uzimajući u obzir i i r -tu repeticiju. Radi procjene komponenti varijance svi su se učinci, osim ukupnog prosječnog prinosa i repeticije u modelu tretirali kao slučajni. Za razliku od modela prikazanog kod Zorić i sur. (2016) u istraživanju koje je provedeno u ovoj disertaciji ulazni podaci su bili po repeticijama, a ne srednje vrijednosti genotipa na pojedinačnim pokusima, i ostatak je uzimao u obzir i i r -tu repeticiju, a kod Zorić i sur. (2016) je bio sastavljen od interakcije $G \times L \times Y$ i pogreške.

Komponente varijance u drugoj metodi prema mješovitom modelu procijenjene su korištenjem metode ograničene maksimalne vjerodostojnosti (*REML – Restricted maximum likelihood*) funkcijom „lmer“, programskog paketa „lme4“ (Bates i sur. 2015) u R okruženju.

Heritabilnost u širem smislu je procijenjena prema Hallauer i sur. (2010) i formuli:

$$H^2 = \frac{\sigma_g^2}{\sigma_g^2 + (\sigma_{gl}^2/L) + (\sigma_{gy}^2/Y) + (\sigma_{gly}^2/LY) + (\sigma_e^2/LY)} \quad (5)$$

u kojoj σ_g^2 predstavlja genotipsku komponentu varijance, σ_{gl}^2 komponentu varijance interakcije $G \times L$, σ_{gy}^2 komponentu varijance interakcije $G \times Y$, σ_{gly}^2 komponentu varijance interakcije $G \times L \times Y$, i σ_e^2 varijancu ostatka odnosno pogrešku modela. L je broj lokacija i Y je broj godina.

Budući da je veličina procijenjenih komponenti varijance relativna s obzirom na prosječne vrijednosti prinosa pojedinih usjeva (Talbot, 1984; Laidig i sur., 2008), one su također prikazane kao koeficijenti varijacije, tj. kao udio standardne devijacije u ukupnom prosječnom prinosu (Talbot, 1993) kako bi se omogućila usporedba među usjevima, te s rezultatima drugih autora.

3.2. Procjena učinkovitosti dizajna poljskih pokusa primjenom *postblockinga* i prostorne analize

Sve statističke analize provedene su u R okruženju (R Core Team, 2020.). Kako se analiza nakon *postblockinga* morala provesti u mnogo iteracija za svaki podskup (za sve moguće rasporede), stvorena je R funkcija za automatizaciju procesa, koja koristi funkcije iz specijaliziranih paketa “combinat” (Chasalow, 2012), “lme4” (Bates i sur., 2015) i “multcomp” (Hothorn i sur., 2008).

Prostorne analize zahtijevale su korištenje komercijalnog paketa “asremi” (Butler, 2020) zajedno s besplatno dostupnim pratećim paketom “asremiPlus” (Brien, 2020).

Procjena učinkovitosti alfa dizajna *VCU* pokusa u odnosu na *RCBD* primjenom *postblockinga* provedena je na podacima prinosa ozime pšenice, ozimog ječma, kukuruza (*FAO* 400 i 500), ozime uljane repice, suncokreta i šećerne repe od 2001. godine do 2010. godine. Učinkovitost alfa dizajna predstavlja omjer varijanci pogreške razlike za usporedbe sorata, iz analiza prema dva različita modela: modela *RCBD* (model (1) iz prve faze procjene komponenti varijance prinosa pomoću standardnog fiksnog modela *ANOVA*-e) i modela alfa dizajna (Patterson i Hunter, 1983). Analiza podataka prema modelu dizajna s nepotpunim blokovima odnosno modelu alfa dizajna provedena je u programskom okruženju R primjenom funkcije „lmer“ iz paketa „lme4“ (Bates i sur., 2015).

Procjena učinkovitosti prostorne analize u odnosu na *RCBD* model provedena je primjenom autoregresivnog modela (*AR1*), korištenjem paketa *ASReml-R* (Butler i sur., 2018) na podacima prinosa ozime pšenice, ozimog ječma, kukuruza (*FAO* 400 i 500), ozime uljane repice, suncokreta i šećerne repe od 2001. godine do 2010. godine.

Opravdanost uključivanja nepotpunih blokova i prostornog modela je testirana pomoću testa omjera vjerodostojnosti (*Likelihood ratio test – LRT*).

Za vizualnu interpretaciju rezultata izrađeni su različiti dijagrami pomoću paketa “ggplot2” (Wickham, 2016).

Većina *VCU* pokusa bila je postavljena kao *RCBD*s četiri ponavljanja koja su bila raspoređena u četiri susjedna reda. Nekoliko pokusa, koji su bili postavljeni primjenom drugih dizajna ili u kojima su nedostajala ponavljanja, kao i svi pokusi koji su uključivali manje od 11 genotipova, nisu analizirani. Pokusi koji su uključivali veliki broj genotipova podijeljeni su u 2-4 podpokusa, od kojih je svaki uključivao sorte standarde. Svaki podpokus je tretiran kao zaseban podskup podataka, te je na taj način analizirano ukupno 607 podskupova podataka.

Ukoliko je broj genotipova u repeticijama bio djeljiv s brojem genotipova u nepotpunom bloku odnosno ako je v/k jednako ili $(k - 1)$, k ili $(k + 1)$, postoji samo jedan raspored koji se može superponirati preko izvornog dizajna, tzv. savršeni raspored (*perfect fit*). Za podskupove podataka s 12, 16, 20, 25 i 30 članova pokusa označeni s oznakom ^a postojao je samo jedan raspored nepotpunih blokova koji se mogao superponirati (Tablica 3.). Posljedično, jedan raspored daje samo jednu procjenu *EMS*-a i učinkovitosti dizajna.

Ukoliko broj genotipova u repeticijama nije bio djeljiv s brojem genotipova u nepotpunom bloku primijenjena je alternativna verzija *postblockinga* s rasporedom nepotpunih blokova dvije nejednake veličine koji mogu biti superponirani preko izvornog dizajna na puno različitih načina.

Tablica 3. Broj podskupova podataka po biljnim vrstama, obzirom na njihovu veličinu

Veličina podpokusa	Biljna vrsta							Ukupno
	Ozima pšenica	Ozimi ječam	Kukuruz (FAO 400)	Kukuruz (FAO 500)	Ozima uljana repica	Suncokret	Šećerna repa	
11			14		8		1	23
12 ^a			5		7	5		17
13			4	4	11	10	9	38
14		4		5		5	4	18
15	6			6	7	10	8	37
16 ^a	4		10			5	8	27
17	10		5	8	8	5	8	44
18	8	8	5	15	7			43
19	17		17	9		5	20	68
20 ^a	18	4	9	4		15	4	54
21	10	4	5	5	4	10	13	51
22	5	4	6		4	3		22
23	19		22			8	4	53
24	8	4					4	16
25 ^a	5					5		10
26	14	8						22
27	6		5				4	15
28				5				5
30 ^a	9					5	4	18
31	15							15
34	6							6
35	5							5
Total	165	36	107	61	56	91	91	607 (126 + 481) ^b

^a savršeni raspored (*perfect fit*)

^b savršeni raspored (*perfect fit*) i raspored s dvije nejednake veličine nepotpunih blokova

Veličina bloka za *postblocking* odabrana je slijedeći praktično pravilo Pattersona i Huntera (1983), prema kojem se kvadratni korijen broja genotipova zaokružuje na cijeli broj. Prva verzija *postblockinga* provedena je korištenjem izvorne metode Pattersona i Huntera (1983) iterativnim pomicanjem postavljenih nepotpunih blokova odabrane veličine k i izračunavanjem *EMS*-a (*Error mean square* – sredina kvadrata pogreške) u svakoj iteraciji analizom prema modelu *IBD*:

$$y_{ij} = \mu + G_i + REP_j : B_k \cdot REP_j + e_{ijk} \quad (6)$$

gdje “:” razdvaja fiksne učinke genotipova (G_i) i repeticija (REP_j) od slučajnih učinaka nepotpunih blokova (B) u mješovitom modelu, a “ \cdot ” označava ugniježdeni učinak nepotpunih blokova u repeticijama (Piepho i sur. 2003). Konačna procjena *EMS*-a izračunana je kao srednja vrijednost svih iteracijskih *EMS*-ova ponderiranih njihovim stupnjevima slobode.

Alternativna verzija *postblockinga* razvijena je slijedeći principe za generiranje alfa dizajna za nejednake veličine blokova (Patterson i Williams 1976): dizajn za v genotipova se može konstruirati sa s_1 blokova veličine k_1 i s_2 blokova veličine k_2 ; gdje s_1 , s_2 , k_1 i k_2 zadovoljavaju uvjete da $s_1 + s_2 = s$ i $k_2 = k_1 - 1$. Primjenom praktičnog pravila za odabir veličine bloka k , ujedno je zadano i da je $s = k$. Ako ni $k(k - 1)$, k^2 ni $k(k + 1)$ nisu bili jednaki broju genotipova v , blokovi dvaju različitih veličina mogu na više različitih načina biti superponirani preko izvornog dizajna. Ukupan broj mogućih rasporeda c može se izračunati prema izrazu:

$$c = \binom{k}{s_1}^r \quad (7)$$

gdje je r broj ponavljanja. Pri tome vrijednosti s_1 , s_2 , k_1 i k_2 ovise o odnosu između k^2 i v . Ako je $k^2 > v$, tada je $s_1 = k - (k^2 - v)$, $s_2 = k^2 - v$, $k_1 = k$ i $k_2 = (k - 1)$; ako je $k^2 < v$, tada je $s_1 = v - k^2$, $s_2 = k - (v - k^2)$, $k_1 = (k + 1)$ i $k_2 = k$.

Zatim je za svaki od mogućih rasporeda provedena analiza prema modelu (6), te je na taj način dobiveno c procjena *EMS*-a, kao i relativne učinkovitosti dizajna/modela $E_{R(PB)}$, procijenjene prema izrazu:

$$E_{R(PB)} = \left(\frac{SED_{RCBD}}{SED_{IBD}} \right)^2 \quad (8)$$

gdje je SED_{RCBD} standardna pogreška razlike za usporedbe parova genotipova na temelju *RCBD*-a, a SED_{IBD} je prosječna standardna pogreška razlike za usporedbe parova genotipova na temelju *IBD*-a.

Model prostorne analize se zasniva na pristupu da su vrijednosti prinosa susjednih parcela obično sličnije od onih koje su međusobno više udaljene, odnosno da među pokusnim jedinicama postoji određena korelacija i da je ta korelacija sve slabija što su parcele udaljenije. U model slučajnog bloknog rasporeda se uvodi korelacija između pogrešaka pokusnih jedinica definiranjem autoregresivne strukture matrice varijanci i kovarijanci pogrešaka iz modela (1), uz pretpostavku korelacije između stupaca:

$$\sigma^2 \begin{bmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \dots & \rho^{v-1} \\ \rho & 1 & \rho & \dots & \dots \\ \rho^2 & \rho & 1 & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho^{v-1} & \dots & \dots & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad (9)$$

gdje je σ^2 varijanca pogreške, a ρ korelacija između pogrešaka na pokusnim parcelama. Relativna učinkovitost prostornog modela ($E_{R(SP)}$) ocijenjena je na isti način kao i za *postblocking*:

$$E_{R(SP)} = \left(\frac{SED_{RCBD}}{SED_{SP}} \right)^2 \quad (10)$$

gdje je SED_{SP} prosječna standardna pogreška razlike za usporedbu parova genotipova na temelju prostornog modela.

3.3. Ispitivanje podudaranja razlike između genotipova kandidata i standarda primjenom RCBD-a i prostorne analize

Za sve usjeve osim ozime uljane repice (pokusi su uključivali i hibride i sorte) provedene su višestruke usporedbe s Bonferronijevim prilagodbom na razini $p = 0,05$ kako bi se ispitale razlike između genotipova kandidata i standarda. Zbog nejedinstvenosti rješenja *postblockinga*, rezultati *RCBD* analize uspoređivani su s rezultatima prostorne analize, prebrojavanjem broja podudaranja i nepodudaranja u različitim kategorijama (jednako, bolje ili lošije od kontrole).

3.4. Izbor skupine zriobe kukuruza kao prilagodba klimatskim promjenama

Skupovi podataka kukuruza različitih skupina zriobe (*FAO 300*, *FAO 400* i *FAO 500*) za razdoblje od 2001. godine do 2019. godine analizirani su odvojeno po lokacijama i godinama.

Za razliku od rezultata prikazanih kod Zorić i suradnika (2022) gdje su korišteni *BLUP*-ovi odnosno metoda najboljeg linearnog nepristranog predviđanja (*BLUP – Best linear unbiased prediction*) ovdje su korištene nekorrigirane (izvorne) srednje vrijednosti po godinama. Trend prinosa zrna kroz 19 godina prikazan je kao jednostavna linearna regresija. Utjecaj temperaturnog stresa na prinos kukuruza se procijenio korištenjem sume stresnih toplinskih jedinica (SDD) temeljem formule (Idso, 1981; prilagođeno prema Zhu i sur., 2019):

$$SDD_{30}^{\infty} = \sum_{t=1}^N DD \times t \quad (11)$$

$$DD \times t = \left\{ \begin{array}{l} 0, \text{kada je } Tz < 30 \\ Tz - 30, \text{kada je } Tz \geq 30 \end{array} \right\} \quad (12)$$

Pri čemu je t vrijeme u danima, N je ukupni broj dana u svakoj vegetacijskoj sezoni, DD su toplinske jedinice i Tz je temperatura zraka (DHMZ-Državni hidrometeorološki zavod).

Modelom jednostavne linearne regresije procijenjeni su regresijski koeficijenti prinosa zrna kukuruza (t/ha) i sume stresnih toplinskih jedinica (SDD) kroz sve lokacije po *FAO* skupinama, standardne pogreške procijenjenih regresijskih koeficijenata i primjenom t-testa utvrđena je statistička značajnost regresijskih koeficijenata.

4. REZULTATI ISTRAŽIVANJA

4.1. Komponente fenotipske varijance prinosa u *VCU* pokusima

4.1.1. Analize varijance pojedinačnih pokusa i kombinirane analize varijance za pojedine godine

Pšenica

VCU pokusi pšenice provedeni su maksimalno na šest lokacija unutar jedne vegetacijske sezone: u Lovasu, Osijeku, Kutjevu, Novoj Gradiški, Koprivnici i Zagrebu i to od 2001. do 2003. godine (Tablica 4). Od 2004. godine nadalje, pokus se nije provodio u Novoj Gadiški, a od 2007. u Koprivnici. Najmanje pokusa obrađeno je 2007., ukupno tri: u Lovasu, Osijeku i Zagrebu. Najmanje genotipova bilo je u pokusima 2010. godine (58), a najviše 2008., ukupno 81.

Učinak genotipa bio je statistički visoko značajan (na razini $P \leq 0,01$ prema F-testu) na svim lokacijama kroz sve godine pokusa. Jedini je izuzetak bio pokus u Lovasu 2002. godine gdje je učinak genotipa bio značajan na razini $P \leq 0,05$.

U kombiniranoj analizi varijance po godinama, svi učinci (lokacija, genotip i njihova interakcija) bili su statistički visoko značajni na razini $P \leq 0,01$ (Tablica 5). Najveće komponente varijance bile su za lokaciju u godinama od 2001. do 2006., zatim za godine 2008. i 2010. U godinama 2007. i 2009., najveća je bila genotipska komponenta varijance. Procjene heritabilnosti bile su od 0,55 u 2005. godini do 0,86 u 2009. i 2010. godine.

Tablica 4. Analize varijance pojedinačnih VCU pokusa pšenice tijekom desetogodišnjeg razdoblja

Izvor varijabilnosti	Stupnjevi slobode (DF)	Varijanca (MS)					
		Lovas	Osijek	Kutjevo	Nova Gradiška	Koprivnica	Zagreb
2001							
Repeticija	3	5,36**	1,46*	0,18	4,77**	5,52**	0,98**
Genotip	69	2,70**	2,47**	3,28**	3,22**	5,14**	2,75**
Pogreška	207	0,83	0,54	0,50	0,63	0,86	0,09
2002							
Repeticija	3	1,76*	1,37*	0,62*	1,63	1,36**	0,68
Genotip	67	0,91*	1,75**	2,22**	1,27*	2,19**	2,48**
Pogreška	200	0,59	0,44	0,21	0,86	0,17	0,47
2003							
Repeticija	3	2,16**	7,24**	2,07*	5,59**	0,44	1,03
Genotip	66	1,41**	2,11**	2,43**	1,67**	1,77**	6,84**
Pogreška	198	0,27	0,81	0,63	0,25	0,28	0,96
2004							
Repeticija	3	0,21	1,11*	2,33**		0,66*	3,41**
Genotip	72	2,07**	2,21**	5,61**		4,10**	2,31**
Pogreška	216	0,25	0,39	0,31		0,19	0,29
2005							
Repeticija	3	0,52	0,72*	1,54**		1,11*	0,63**
Genotip	73	3,99**	3,29**	2,52**		4,18**	9,42**
Pogreška	219	0,27	0,26	0,30		0,36	0,15
2006							
Repeticija	3	0,61**	0,75**	1,02*		1,80**	0,84**
Genotip	69	1,92**	2,70**	3,33**		3,03**	1,24**
Pogreška	207	0,15	0,14	0,28		0,20	0,17
2007							
Repeticija	3	0,88**	2,12**				0,74**
Genotip	71	3,30**	5,19**				4,67**
Pogreška	213	0,21	0,20				0,19
2008							
Repeticija	3	0,41	1,65*	0,48			0,81*
Genotip	80	4,59**	4,27**	5,09**			1,67**
Pogreška	240	0,36	0,44	0,26			0,24
2009							
Repeticija	3	7,25**	0,81**	2,29**			1,57*
Genotip	79	5,94**	5,46**	6,49**			2,61**
Pogreška	237	0,26	0,18	0,52			0,42
2010							
Repeticija	3	1,24**	1,56**	2,07**			2,10**
Genotip	57	1,99**	3,71**	3,06**			3,66**
Pogreška	171	0,15	0,38	0,20			0,34

*, ** F-test pojedinih varijanci statistički značajan na razini $P \leq 0,1$; $P \leq 0,05$, odnosno $P \leq 0,05$

Tablica 5. Kombinirane analize varijance VCU pokusa pšenice po godinama tijekom desetogodišnjeg razdoblja

Izvor varijabilnosti	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.
	2001			2002			2003			2004		
Lokacija (L)	5	78,50**	1,11	5	66,52**	0,97	5	203,73**	3,03	4	175,12**	2,39
Genotip (G)	69	1,96**	0,23	67	1,17**	0,14	66	1,66**	0,20	72	2,35**	0,38
Interakcija G × L	345	0,59**	0,44	335	0,31**	0,20	330	0,48**	0,38	288	0,43**	0,36
Heritabilnost	0,70			0,74			0,71			0,82		
	2005			2006			2007			2008		
Lokacija (L)	4	100,01**	1,34	4	82,57**	1,18	2	47,36**	0,65	3	151,52**	1,86
Genotip (G)	73	2,09**	0,23	69	1,90**	0,32	71	2,53**	0,72	80	2,51**	0,51
Interakcija G × L	292	0,94**	0,87	276	0,29**	0,24	142	0,38**	0,33	240	0,47**	0,39
Heritabilnost	0,55			0,85			0,85			0,81		
	2009			2010								
Lokacija (L)	3	56,66**	0,74	3	120,70**	2,08						
Genotip (G)	79	3,61**	0,78	57	2,20**	0,48						
Interakcija G × L	237	0,50**	0,42	171	0,30**	0,23						
Heritabilnost	0,86			0,86								

DF stupnjevi slobode; MS varijanca; Komp. var. komponenta varijance

** F-test pojedinih varijanci statistički značajan na razini $P \leq 0,01$

Ječam

U svim vegetacijskim sezonama *VCU* pokusi ječma bili su postavljeni na četiri lokacije (Tablica 6). Od 2001. do 2003. godine *VCU* pokusi ječma bili su postavljeni na lokacijama: Lovas, Osijek, Nova Gradiška i Zagreb. Od 2004. godine je lokacija Nova Gradiška zamijenjena lokacijom Kutjevo. U 2006. i 2007. godini je ispitivano najmanje genotipova (18), a najviše u 2009. godini (29).

U svim godinama ispitivanja i na svim lokacijama učinak genotipa u pokusima je bio statistički visoko značajan (na razini $P \leq 0,01$ prema F-testu), osim na lokaciji Zagreb u 2006. godini gdje učinak genotipa nije bio značajan.

U kombiniranoj analizi varijance po godinama, svi učinci (lokacija, genotip i njihova interakcija) bili su statistički visoko značajni na razini $P \leq 0,01$ (Tablica 7) osim učinka genotipa koji nije bio statistički značajan u vegetacijskim godinama 2002., 2003. i 2009. U svim vegetacijskim sezonama komponente varijance za lokaciju su bile najveće osim u 2006. godini kada je bila najveća komponenta varijance interakcije genotipa i lokacije. Procjene heritabilnosti bile su od 0,00, u 2002., 2003. i 2009. godini kada su genotipske komponente varijance imale negativne vrijednosti, do 0,80 u 2007. godini.

Tablica 6. Analize varijance pojedinačnih VCU pokusa ječma tijekom desetogodišnjeg razdoblja

Izvor varijabilnosti	Stupnjevi slobode (DF)	Varijanca (MS)				
		Lovas	Osijek	Kutjevo	Nova Gradiška	Zagreb
2001						
Repeticija	3	1,48*	2,42*		1,14	0,14
Genotip	20	1,91**	10,78**		10,35**	0,74**
Pogreška	60	0,53	0,81		0,54	0,28
2002						
Repeticija	3	0,64	4,09**		0,09	3,43**
Genotip	20	3,40**	3,12**		4,92**	1,40**
Pogreška	60	0,82	0,60		0,44	0,48
2003						
Repeticija	3	2,04*	16,48**		2,47**	0,29
Genotip	25	1,88**	1,23**		1,46**	6,92**
Pogreška	75	0,58	0,52		0,36	0,18
2004						
Repeticija	3	9,28**	10,59**	3,78**		0,58
Genotip	25	7,04**	3,20**	4,05**		1,24**
Pogreška	75	0,91	0,56	0,59		0,36
2005						
Repeticija	3	3,41**	1,07*	0,39		2,29 ⁺
Genotip	21	1,17**	4,10**	0,91**		3,19**
Pogreška	63	0,29	0,34	0,22		0,92
2006						
Repeticija	3	0,58	1,58**	0,74**		1,49*
Genotip	17	0,96**	5,44**	0,86**		0,75
Pogreška	51	0,29	0,24	0,16		0,48
2007						
Repeticija	3	3,63**	2,17**	1,55**		0,83*
Genotip	17	2,26**	1,20**	2,57**		5,99**
Pogreška	51	0,21	0,28	0,15		0,20
2008						
Repeticija	3	1,18**	0,81 ⁺	0,49		0,22
Genotip	23	1,19**	1,49**	2,34**		1,89**
Pogreška	69	0,27	0,33	0,30		0,33
2009						
Repeticija	3	2,92**	6,99**	7,98**		9,84**
Genotip	28	1,83**	2,69**	6,11**		4,39**
Pogreška	84	0,18	0,19	0,37		0,19
2010						
Repeticija	3	2,11**	1,48**	1,43**		0,62
Genotip	22	2,14**	2,45**	2,16**		1,23**
Pogreška	66	0,28	0,20	0,22		0,29

⁺, *, ** F-test pojedinih varijanci statistički značajan na razini $P \leq 0,1$; $P \leq 0,05$, odnosno $P \leq 0,01$

Tablica 7. Kombinirane analize varijance VCU pokusa ječma po godinama tijekom desetogodišnjeg razdoblja

Izvor varijabilnosti	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.
	2001			2002			2003			2004		
Lokacija (L)	3	37,78**	1,76	3	40,64**	1,90	3	80,00**	2,74	3	15,19**	0,56
Genotip (G)	20	3,40**	0,64	20	0,77	-0,01	25	0,7	-0,01	25	2,16**	0,40
Interakcija G × L	60	0,85**	0,71	60	0,81**	0,67	75	0,72**	0,62	75	0,58**	0,42
Heritabilnost	0,75			0,00			0,00			0,73		
	2005			2006			2007			2008		
Lokacija (L)	3	30,18**	1,35	3	1,38*	0,06	3	110,47**	6,12	3	24,16**	1,00
Genotip (G)	21	0,85+	0,09	17	0,96**	0,15	17	1,88**	0,38	23	0,98**	0,18
Interakcija G × L	63	4,50**	0,39	51	0,35**	0,27	51	0,38**	0,32	69	0,25**	0,17
Heritabilnost	0,41			0,64			0,80			0,74		
	2009			2010								
Lokacija (L)	3	28,69**	0,95	3	78,50**	3,40						
Genotip (G)	28	0,74	-0,07	22	1,04**	0,18						
Interakcija G × L	84	1,00**	0,95	66	0,32**	0,26						
Heritabilnost	0,00			0,69								

DF stupnjevi slobode; MS varijanca; Komp. var. komponenta varijance

+, *, ** F-test pojedinih varijanci statistički značajan na razini $P \leq 0,1$; $P \leq 0,05$, odnosno $P \leq 0,01$

Kukuruz *FAO 300*

VCU pokusi za kukuruz skupine *FAO 300* bili su postavljeni na šest lokacija do 2005. godine: Lovas, Osijek, Beli Manastir, Kutjevo, Koprivnica i Zagreb (Tablica 8). Od 2006. godine na lokaciji Koprivnica se nije provodio *VCU* pokus kukuruza *FAO 300*. Najmanji broj genotipova uključen u *VCU* pokuse je bio 23 u 2006. godini, a najveći broj genotipova je bio u 2010. godini (40).

Učinak genotipa je uglavnom u svim vegetacijskim sezonama i po lokacijama bio statistički visoko značajan (na razini $P \leq 0,01$ prema F-testu), osim na lokacijama Lovas i Beli Manastir (2007. godina) i lokaciji Osijek (2002. i 2005. godina) kada učinak genotipa nije bio statistički značajan.

Svi učinci (lokacija, genotip i njihova interakcija) u kombiniranoj analizi varijance po godinama bili su statistički visoko značajni na razini $P \leq 0,01$ (Tablica 9) osim u vegetacijskoj godini 2002. kada učinak interakcije genotipa i lokacije nije bio statistički značajan i u 2010. godini kada je učinak genotipa bio statistički značajan na razini od $P \leq 0,05$. Komponente varijance za lokaciju bile su u svim vegetacijskim godinama najveće. Procjene heritabilnosti bile su od 0,46 u 2010. godini do 0,90 u 2002. godini.

Tablica 8. Analize varijance pojedinačnih VCU pokusa kukuruza FAO 300 tijekom desetogodišnjeg razdoblja

Izvor varijabilnosti	Stupnjevi slobode (DF)	Varijanca (MS)					
		Lovas	Osijek	Beli Manastir	Kutjevo	Koprivnica	Zagreb
2001							
Repeticija	3	3,80 ⁺	0,84 [*]	0,31	18,62 ^{**}	6,97 ^{**}	6,69 ^{**}
Genotip	37	6,23 ^{**}	2,20 ^{**}	3,33 ^{**}	3,10 ^{**}	1,53 ⁺	7,22 ^{**}
Pogreška	11	1,59	0,31	0,34	1,12	1,01	0,73
2002							
Repeticija	3	4,67 ^{**}	6,29	0,11	0,99	5,74 ^{**}	195,46 ^{**}
Genotip	29	3,75 ^{**}	4,10	3,46 ^{**}	3,60 ^{**}	3,38 ^{**}	3,87 [*]
Pogreška	87	0,83	3,22	0,69	0,50	0,74	2,26
2003							
Repeticija	3	6,25 ^{**}	19,13 ^{**}		7,80 ^{**}		9,72 ^{**}
Genotip	28	1,10 ^{**}	3,35 ^{**}		2,46 ^{**}		3,15 ^{**}
Pogreška	84	0,38	0,94		0,36		0,83
2004							
Repeticija	3	1,78 ⁺	8,47 ^{**}	4,74 [*]		1,45	0,96 ⁺
Genotip	24	4,19 ^{**}	2,90 ^{**}	6,02 ^{**}		4,14 ^{**}	2,69 ^{**}
Pogreška	72	0,74	0,81	1,55		0,71	0,37
2005							
Repeticija	3	1,96 ^{**}	0,66	1,39	6,26 ^{**}	0,73	23,81 ^{**}
Genotip	24	2,99 ^{**}	2,58	3,80 ^{**}	4,79 ^{**}	3,18 ^{**}	3,14 ^{**}
Pogreška	72	0,37	1,91	0,95	0,42	1,34	0,99
2006							
Repeticija	3		1,88 [*]	0,51	0,25		2,14
Genotip	22		5,84 ^{**}	2,13 ^{**}	7,77 ^{**}		3,65 ^{**}
Pogreška	66		0,49	0,67	0,69		1,32
2007							
Repeticija	3	1,70	1,34 ^{**}	4,99			7,57 ^{**}
Genotip	23	1,43	2,67 ^{**}	4,08			5,37 ^{**}
Pogreška	69	1,09	0,24	2,73			0,40
2008							
Repeticija	3	0,90	0,71	3,34 ^{**}	0,13		0,92
Genotip	31	1,50 ^{**}	2,83 ^{**}	2,47 ^{**}	4,72 ^{**}		3,08 ^{**}
Pogreška	93	0,68	0,35	0,23	0,60		0,55
2009							
Repeticija	3	2,47 ^{**}	0,55	2,12 ^{**}	3,25 ^{**}		0,39
Genotip	36	3,34 ^{**}	3,29 ^{**}	4,03 ^{**}	1,91 ^{**}		2,04 ^{**}
Pogreška	108	0,28	0,61	0,22	0,35		0,46
2010							
Repeticija	3	0,85	2,52				3,03 [*]
Genotip	39	4,04 ^{**}	3,65 ^{**}				4,65 ^{**}
Pogreška	117	0,95	1,62				0,91

+, *, ** F-test pojedinih varijanci statistički značajan na razini $P \leq 0,1$; $P \leq 0,05$, odnosno $P \leq 0,01$

Tablica 9. Kombinirane analize varijance VCU pokusa kukuruza FAO 300 po godinama tijekom desetogodišnjeg razdoblja

Izvor varijabilnosti	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.
	2001			2002			2003			2004		
Lokacija (L)	5	41,15**	1,06	5	103,71**	3,44	3	30,79**	1,05	4	53,21**	2,10
Genotip (G)	37	2,23**	0,25	29	3,67**	0,55	28	1,68**	0,35	24	2,25**	0,31
Interakcija G × L	185	0,73**	0,52	145	0,37	0,03	84	0,28**	0,12	96	0,68**	0,48
Heritabilnost	0,67			0,90			0,83			0,70		
	2005			2006			2007			2008		
Lokacija (L)	5	12,44**	0,48	3	23,87**	1,02	3	197,17**	8,19	4	49,60**	1,54
Genotip (G)	24	2,56**	0,34	22	3,54**	0,78	23	1,84**	0,33	31	2,26**	0,38
Interakcija G × L	120	0,51**	0,26	66	0,44**	0,24	69	0,51**	0,24	124	0,35**	0,23
Heritabilnost	0,80			0,88			0,72			0,85		
	2009			2010								
Lokacija (L)	4	65,42**	1,76	2	208,38**	5,19						
Genotip (G)	36	2,40**	0,42	39	1,48*	0,22						
Interakcija G × L	144	0,31**	0,22	78	0,80**	0,51						
Heritabilnost	0,87			0,46								

DF stupnjevi slobode; MS varijanca; Komp. var. komponenta varijance

*, ** F-test pojedinih varijanci statistički značajan na razini $P \leq 0,01$, odnosno $P \leq 0,05$

Kukuruz *FAO 400*

VCU pokusi kukuruza skupine *FAO 400* do 2005. godine bili su postavljeni na šest lokacija: Lovas, Osijek, Beli Manastir, Kutjevo, Koprivnica i Zagreb, a od 2006. godine je isključena lokacija Koprivnica iz daljnjeg *VCU* ispitivanja (Tablica 10). Najmanje genotipova uključenih u pokuse je bilo 2007. godine (39), a najviše 2009. godine, 58 genotipova.

Učinak genotipa je u svim pokusima kroz vegetacijske sezone i lokacije bio statistički visoko značajan (na razini $P = 0,01$ prema F-testu), osim na lokaciji Koprivnica u vegetacijskoj sezoni 2001. godine kada je učinak genotipa bio statistički značajan na razini $P \leq 0,1$.

U kombiniranoj analizi varijance po godinama svi učinci (lokacija, genotip i njihova interakcija) bili su statistički visoko značajni na razini $P \leq 0,01$ (Tablica 11). Komponente varijance za lokaciju bile su u svim vegetacijskim godinama najveće osim u vegetacijskoj godini 2003. kada je genotipska komponenta varijance bila najveća. Procjene heritabilnosti bile su od 0,60 u 2004. godini do 0,90 u 2002. i 2008. godini.

Kukuruz FAO 400

Tablica 10. Analize varijance pojedinačnih VCU pokusa kukuruza FAO 400 tijekom desetogodišnjeg razdoblja

Izvor varijabilnosti	Stupnjevi slobode (DF)	Varijanca (MS)					
		Lovas	Osijek	Beli Manastir	Kutjevo	Koprivnica	Zagreb
2001							
Repeticija	3	0,88	16,19**	0,90 ⁺	2,28*	7,12*	17,75**
Genotip	41	5,04**	4,45**	2,29**	2,04**	3,50 ⁺	5,33**
Pogreška	123	0,86	2,39	0,37	0,73	2,46	0,81
2002							
Repeticija	3	0,52	3,25**	0,64	0,59	1,98*	2,35
Genotip	40	2,20**	2,69**	3,26**	2,44**	1,82**	5,66**
Pogreška	120	0,84	0,54	0,56	0,54	0,52	1,14
2003							
Repeticija	3	4,48**	27,61**		10,20**		9,31**
Genotip	40	2,22**	4,49**		5,28**		2,08**
Pogreška	120	0,44	1,69		0,93		0,88
2004							
Repeticija	3	6,45**	0,06	2,10	0,50		0,97
Genotip	41	4,40**	4,85**	7,30**	5,48**		2,83**
Pogreška	123	1,48	1,45	1,66	0,56		0,80
2005							
Repeticija	3	5,91**	3,45	1,45	11,13**	10,27**	1,67
Genotip	43	4,07**	2,86**	3,33**	4,04**	8,87**	4,41**
Pogreška	129	0,41	1,65	0,79	0,47	2,36	0,83
2006							
Repeticija	3	1,09		1,41	1,59 ⁺		1,25
Genotip	39	5,37**		2,62**	4,83**		2,41**
Pogreška	117	1,01		0,83	0,74		0,65
2007							
Repeticija	3	0,66	0,66 ⁺	0,99			0,89
Genotip	38	3,87**	4,82**	10,16**			4,20**
Pogreška	114	0,78	0,28	2,02			0,43
2008							
Repeticija	3	0,72	4,78**	2,31**	1,89**		0,87
Genotip	45	3,60**	6,01**	4,40**	6,58**		5,93**
Pogreška	135	0,61	0,67	0,22	0,44		0,64
2009							
Repeticija	3	1,84**	1,17	1,68**	3,68**		5,04**
Genotip	57	3,26**	2,21**	4,18**	2,81**		3,27**
Pogreška	171	0,44	0,73	0,31	0,44		0,49
2010							
Repeticija	3	1,37		3,24**			0,37
Genotip	47	6,98**		4,29**			3,72**
Pogreška	141	1,07		0,56			0,87

⁺, ^{*}, ^{**} F-test pojedinih varijanci statistički značajan na razini $P \leq 0,1$; $P \leq 0,05$, odnosno $P \leq 0,01$

Tablica 11. Kombinirane analize varijance VCU pokusa kukuruza FAO 400 po godinama tijekom desetogodišnjeg razdoblja

Izvor varijabilnosti	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.
	2001			2002			2003			2004		
Lokacija (L)	5	146,68**	3,48	5	96,87**	2,36	3	9,84**	0,23	4	44,51**	1,04
Genotip (G)	41	2,05**	0,22	40	3,06**	0,46	40	2,10**	0,41	41	2,37**	0,28
Interakcija G × L	205	0,72**	0,41	200	0,29**	0,12	120	0,47**	0,23	164	0,96**	0,66
Heritabilnost	0,65			0,90			0,78			0,60		
	2005			2006			2007			2008		
Lokacija (L)	5	35,20**	0,79	3	39,05**	0,96	3	244,62**	6,26	4	145,80**	3,16
Genotip (G)	43	4,01**	0,57	39	2,29**	0,45	38	4,16**	0,91	45	4,79**	0,87
Interakcija G × L	215	0,58**	0,30	117	0,51**	0,31	114	0,53**	0,32	180	0,46**	0,33
Heritabilnost	0,86			0,78			0,87			0,90		
	2009			2010								
Lokacija (L)	4	113,52**	1,95	2	157,16**	3,26						
Genotip (G)	57	2,18**	0,35	47	2,62**	0,68						
Interakcija G × L	228	0,44**	0,32	94	0,57**	0,36						
Heritabilnost	0,80			0,78								

DF stupnjevi slobode; MS varijanca; Komp. var. komponenta varijance

** F-test pojedinih varijanci statistički značajan na razini $P \leq 0,01$

Kukuruz *FAO 500*

U *VCU* ispitivanje kukuruza skupine *FAO 500* do 2005. godine bilo je uključeno šest lokacija: Lovas, Osijek, Beli Manastir, Kutjevo, Koprivnica i Zagreb (Tablica 12). U 2006. godini lokacija Koprivnica je bila isključena iz daljnjeg *VCU* ispitivanja. Najmanje ispitivanih genotipova je bilo u 2003. godini (13), a najviše u 2007. godini (35).

Učinak genotipa je bio statistički visoko značajan (na razini $P \leq 0,01$ prema F-testu) skoro u svim pokusima kroz period ispitivanja i na svim lokacijama, osim na lokacijama Osijek i Zagreb u vegetacijskoj sezoni 2003. godine kada učinak genotipa nije bio statistički značajan.

U svim vegetacijskim godinama u kombiniranoj analizi varijance učinci lokacije, genotipa i njihove interakcije bili su statistički visoko značajni osim u vegetacijskoj godini 2003. kada nije bio statistički značajan učinak interakcije genotipa i lokacije (Tablica 13). Najveća komponenta varijance u svim godinama bila je za lokaciju, osim u vegetacijskoj godini 2004. kada je najveća bila genotipska komponenta varijance. Heritabilnost je bila procijenjena od 0,48 u 2010. vegetacijskoj godini do 0,98 u 2004. vegetacijskoj godini.

Tablica 12. Analize varijance pojedinačnih VCU pokusa kukuruza FAO 500 tijekom desetogodišnjeg razdoblja

Izvor varijabilnosti	Stupnjevi slobode (DF)	Varijanca (MS)					
		Lovas	Osijek	Beli Manastir	Kutjevo	Koprivnica	Zagreb
2001							
Repeticija	3	0,38	1,10 ⁺	0,33	5,34 ^{**}	17,04 ^{**}	1,43 ^{**}
Genotip	22	4,28 ^{**}	5,22 ^{**}	4,34 ^{**}	6,64 ^{**}	3,88 [*]	4,20 ^{**}
Pogreška	66	0,56	0,44	0,62	0,56	2,26	0,30
2002							
Repeticija	3	2,71 ^{**}	0,65	2,31 [*]	0,95	0,13	2,54 ^{**}
Genotip	14	1,92 ^{**}	9,53 ^{**}	3,23 ^{**}	2,66 [*]	1,58 [*]	4,74 ^{**}
Pogreška	42	0,40	0,96	0,56	1,26	0,71	0,55
2003							
Repeticija	3	1,71 [*]	4,19 ⁺		6,88 ^{**}		0,21
Genotip	12	1,32 ^{**}	1,91		2,77 ^{**}		0,61
Pogreška	36	0,48	1,78		0,41		0,78
2004							
Repeticija	3	0,54	0,44	1,92 ⁺		2,09	1,82 [*]
Genotip	18	22,61 ^{**}	15,99 ^{**}	37,46 ^{**}		25,11 ^{**}	29,96 ^{**}
Pogreška	54	0,84	0,47	0,76		0,72	0,59
2005							
Repeticija	3	15,44 ^{**}	5,72 [*]	2,89 [*]	5,73 ^{**}		7,27 ^{**}
Genotip	20	5,47 ^{**}	4,50 ^{**}	4,80 ^{**}	6,85 ^{**}		3,47 ^{**}
Pogreška	60	0,49	1,98	0,72	0,45		0,51
2006							
Repeticija	3	8,19 ^{**}	3,09 [*]	4,11 ^{**}	0,50		0,89
Genotip	27	9,05 ^{**}	7,16 ^{**}	4,09 ^{**}	4,30 ^{**}		2,41 ^{**}
Pogreška	81	0,67	0,84	0,67	0,63		0,64
2007							
Repeticija	3	5,35 ^{**}	1,98 [*]				11,65 ^{**}
Genotip	34	3,64 ^{**}	4,54 ^{**}				9,28 ^{**}
Pogreška	102	0,61	0,61				0,66
2008							
Repeticija	3	0,35	0,17	2,80 ^{**}	1,58 [*]		1,89 ⁺
Genotip	30	3,84 ^{**}	6,71 ^{**}	5,93 ^{**}	4,55 ^{**}		6,60 ^{**}
Pogreška	90	0,59	0,13	0,67	0,51		0,76
2009							
Repeticija	3	5,20 ^{**}	4,18 ^{**}	0,90 [*]	10,86 ^{**}		2,34 [*]
Genotip	30	4,50 ^{**}	3,63 ^{**}	3,72 ^{**}	2,75 ^{**}		1,93 ^{**}
Pogreška	90	0,67	0,30	0,31	0,41		0,65
2010							
Repeticija	3	1,99		11,85 ^{**}	0,89		9,60 ^{**}
Genotip	33	4,23 ^{**}		6,73 ^{**}	7,84 ^{**}		4,62 ^{**}
Pogreška	99	1,47		0,95	0,65		0,80

+, *, ** F-test pojedinih varijanci statistički značajan na razini $P \leq 0,1$; $P \leq 0,05$, odnosno $P \leq 0,01$

Tablica 13. Kombinirane analize varijance VCU pokusa kukuruza FAO 500 po godinama tijekom desetogodišnjeg razdoblja

Izvor varijabilnosti	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.
	2001			2002			2003			2004		
Lokacija (L)	5	60,55**	2,61	5	63,60**	4,20	3	5,98**	0,44	4	35,37**	1,83
Genotip (G)	22	4,00**	0,56	14	2,98**	0,40	12	0,94**	0,18	18	30,02**	5,87
Interakcija G × L	110	0,63**	0,43	70	0,59**	0,40	36	0,24	0,02	72	0,69**	0,52
Heritabilnost	0,84			0,80			0,75			0,98		
	2005			2006			2007			2008		
Lokacija (L)	4	37,43**	1,77	4	44,94**	1,58	2	588,21**	16,79	4	92,35**	2,97
Genotip (G)	20	4,82**	0,89	27	4,33**	0,75	34	3,12**	0,83	30	5,41**	1,01
Interakcija G × L	80	0,36**	0,15	108	0,61**	0,43	68	0,62**	0,47	120	0,38**	0,24
Heritabilnost	0,92			0,86			0,80			0,93		
	2009			2010								
Lokacija (L)	4	106,91**	3,44	3	106,10**	3,09						
Genotip (G)	30	2,55**	0,43	33	2,29**	0,27						
Interakcija G × L	120	0,40**	0,31	99	1,19**	0,95						
Heritabilnost	0,85			0,48								

DF stupnjevi slobode; MS varijanca; Komp. var. komponenta varijance

** F-test pojedinih varijanci statistički značajan na razini $P \leq 0,01$

Uljana repica

VCU pokusi uljane repice su bili provedeni na četiri lokacije: Lovas, Osijek, Nova Gradiška i Zagreb (Tablica 14). Najmanje ispitanih genotipova je bilo u vegetacijskoj sezoni 2002. godine (3), a najviše u vegetacijskoj sezoni 2010. godine (59).

Visokosignifikantan učinak genotipa je bio detektiran u svim vegetacijskim sezonama i na svim lokacijama unutar jedne vegetacijske sezone, osim u vegetacijskoj sezoni 2004./2005. godine kada je učinak genotipa bio statistički značajan na razini $P \leq 0,1$ na lokaciji Osijek i na lokaciji Zagreb nije bio statistički značajan.

U kombiniranoj analizi varijance u svim vegetacijskim godinama svi učinci (lokacije, genotipovi i njihove interakcije) bili su statistički visoko značajni na razini $P \leq 0,01$ osim u vegetacijskim godinama 2002. kada je učinak lokacije i genotipova bio statistički značajan na razini $P \leq 0,05$ odnosno na razini $P \leq 0,1$ i u vegetacijskoj godini 2001. i 2005. kada učinak genotipova nije bio statistički značajan (Tablica15). Najveća komponenta varijance bila je u svim godinama za lokaciju, osim u vegetacijskim godinama 2004., 2006. i 2010. kada je najveća bila komponenta varijance interakcije lokacije i genotipa. Heritabilnost je bila procijenjena od 0,14 u 2001. vegetacijskoj godini do 0,80 u 2003. vegetacijskoj godini.

Uljana repica

Tablica 14. Analize varijance pojedinačnih VCU pokusa uljane repice tijekom desetogodišnjeg razdoblja

Izvor varijabilnosti	Stupnjevi slobode (DF)	Varijanca (MS)			
		Lovas	Osijek	Nova Gradiška	Zagreb
2001					
Repeticija	3			0,12	0,01
Genotip	7			3,01**	0,11**
Pogreška	21			0,32	0,01
2002					
Repeticija	3		0,20*	0,04	0,00
Genotip	2		0,60**	0,24**	1,52**
Pogreška	6		0,03	0,01	0,02
2003					
Repeticija	3	0,06	0,03	0,25 ⁺	0,09**
Genotip	8	0,66**	0,70**	0,34**	0,80**
Pogreška	24	0,04	0,15	0,09	0,01
2004					
Repeticija	3	0,06	0,06	0,09	0,33**
Genotip	21	0,67**	1,17**	1,33**	0,33**
Pogreška	63	0,07	0,04	0,06	0,01
2005					
Repeticija	3	0,07	0,14	0,01	0,31*
Genotip	17	2,87**	0,39 ⁺	0,86**	0,09
Pogreška	51	0,15	0,22	0,14	0,07
2006					
Repeticija	3	0,03	0,06	0,09*	0,12*
Genotip	32	0,35**	2,52**	2,32**	0,52**
Pogreška	96	0,03	0,03	0,03	0,04
2007					
Repeticija	3	0,01	0,09	0,06	0,02
Genotip	24	0,63**	1,36**	2,30**	0,28**
Pogreška	72	0,01	0,08	0,08	0,02
2008					
Repeticija	3	0,00	0,40	1,02**	0,17
Genotip	50	0,56**	1,57**	1,53**	1,08**
Pogreška	150	0,16	0,23	0,23	0,11
2009					
Repeticija	3	0,03	0,46	0,22	0,14
Genotip	57	0,14**	2,44**	2,10**	1,43**
Pogreška	171	0,07	0,29	0,18	0,14
2010					
Repeticija	3	0,01	0,02		0,80**
Genotip	58	0,17**	0,52**		1,11**
Pogreška	174	0,10	0,09		0,12

+, *, ** F-test pojedinih varijanci statistički značajan na razini $P \leq 0,1$; $P \leq 0,05$, odnosno $P \leq 0,01$

Tablica 15. Kombinirane analize varijance VCU pokusa uljane repice po godinama tijekom desetogodišnjeg razdoblja

Izvor varijabilnosti	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.
	2001			2002			2003			2004		
Lokacija (L)	1	22,61**	2,78	2	0,62*	0,18	3	5,99**	0,66	3	1,40**	0,06
Genotip (G)	7	0,42	0,03	2	0,42+	0,11	8	0,39**	0,08	21	0,44**	0,07
Interakcija G × L	7	0,36**	0,32	4	0,09**	0,08	24	0,08**	0,06	63	0,15**	0,13
Heritabilnost	0,14			0,79			0,80			0,67		
	2005			2006			2007			2008		
Lokacija (L)	3	5,80**	0,31	3	8,97**	0,26	3	59,88**	2,39	3	77,74**	1,52
Genotip (G)	17	0,35	0,03	32	0,59**	0,08	24	0,63**	0,11	50	0,45**	0,05
Interakcija G × L	51	0,24**	0,20	96	0,28**	0,27	72	0,17**	0,16	150	0,24**	0,20
Heritabilnost	0,32			0,53			0,72			0,46		
	2009			2010								
Lokacija (L)	3	43,54**	0,75	2	3,89**	0,06						
Genotip (G)	57	0,70**	0,11	58	0,19*	0,02						
Interakcija G × L	171	0,27**	0,23	116	0,13**	0,10						

DF stupnjevi slobode; MS varijanca; Komp. var. komponenta varijance

+, *, ** F-test pojedinih varijanci statistički značajan na razini $P \leq 0,1$; $P \leq 0,05$, odnosno $P \leq 0,01$

Suncokret

VCU pokusi suncokreta bili su postavljeni na pet lokacija u vegetacijskoj sezoni 2001. godine: Lovas, Osijek, Beli Manastir, Nova Gradiška i Kutjevo (Tablica 16). Na lokaciji Osijek su se u jednoj vegetacijskoj sezoni u periodu ispitivanja postavljala dva pokusa, pokus s klasičnom primjenom agrotehničkih mjera i pokus bez primjene zaštitnih sredstava za suzbijanje bolesti (netretirani pokus). Od 2002. godine na lokaciji Nova Gradiška nisu postavljeni *VCU* pokusi suncokreta, tako da je statistički bilo obrađeno pet pokusa na četiri lokacije. U 2002. godini u ispitivanju bilo je najmanje genotipova (28), a u 2008. godini najviše, 59 genotipova.

Učinak genotipa je bio visokosignifikantan kroz sve vegetacijske sezone (na razini $P \leq 0,01$) na svim lokacijama osim na lokaciji Osijek u vegetacijskoj sezoni 2002. godine gdje učinak genotipa nije bio statistički značajan.

U svim vegetacijskim godinama u kombiniranoj analizi varijance bili su statistički visoko značajni učinci lokacije, genotipova i njihove interakcije (na razini $P \leq 0,01$) osim u vegetacijskoj godini 2002. kada učinak interakcije genotipa i lokacije nije bio statistički značajan (Tablica 17). Najveća komponenta varijance bila je u svim godinama za lokaciju, osim u vegetacijskim godinama 2003. i 2008. kada je najveća bila genotipska komponenta varijance. Heritabilnost je bila procijenjena od 0,71 u 2010. vegetacijskoj godini do 0,93 u 2001. vegetacijskoj godini.

Suncokret

Tablica 16. Analize varijance pojedinačnih VCU pokusa suncokreta tijekom desetogodišnjeg razdoblja

Izvor varijabilnosti	Stupnjevi slobode (DF)	Varijanca (MS)					
		Lovas	Osijek	Osijek (NT)	Beli Manastir	Nova Gradiška	Kutjevo
2001							
Repeticija	3	2,52**	0,22	0,57**	0,51*	2,35**	
Genotip	36	1,02**	0,69**	0,81**	1,42**	1,24**	
Pogreška	108	0,21	0,12	0,14	0,13	0,29	
2002							
Repeticija	3		9,61**	15,03**	0,15		
Genotip	27		0,86	1,11**	0,75**		
Pogreška	81		0,60	0,39	0,33		
2003							
Repeticija	3	0,54**	0,64	3,13**	0,26 ⁺		1,51**
Genotip	33	0,52**	1,12**	1,02**	0,39**		0,66**
Pogreška	99	0,07	0,30	0,29	0,11		0,14
2004							
Repeticija	3	1,09*	0,46	0,42	0,53		0,43
Genotip	44	1,43**	1,02**	1,31**	1,23**		0,83**
Pogreška	132	0,30	0,31	0,27	0,36		0,28
2005							
Repeticija	3	0,23	0,28	0,93 ⁺	0,38		1,16**
Genotip	43	1,70**	0,80**	1,07**	2,01**		0,82**
Pogreška	129	0,28	0,38	0,36	0,20		0,22
2006							
Repeticija	3	0,18	0,04	0,32 ⁺	0,15		0,05
Genotip	43	0,48**	0,60**	0,96**	1,00**		0,60**
Pogreška	129	0,16	0,15	0,15	0,19		0,09
2007							
Repeticija	3	0,12	0,50 ⁺	0,12	0,18		0,07
Genotip	49	0,61**	0,77**	0,10**	0,45**		1,02**
Pogreška	147	0,17	0,22	0,16	0,12		0,18
2008							
Repeticija	3	0,34*	0,59 ⁺	0,89**	0,03		0,68 ⁺
Genotip	58	0,60**	0,80**	0,72**	0,65**		1,55**
Pogreška	174	0,11	0,25	0,19	0,14		0,28
2009							
Repeticija	3	0,39*	0,78**	0,39*	0,30*		0,08
Genotip	51	1,24**	0,82**	0,79**	0,97**		1,21**
Pogreška	153	0,12	0,12	0,12	0,11		0,13
2010							
Repeticija	3	0,90**	0,37		0,36		0,68**
Genotip	34	0,59**	1,00**		0,68**		1,11**
Pogreška	102	0,11	0,30		0,17		0,16

⁺, *, ** F-test pojedinih varijananci statistički značajan na razini $P \leq 0,1$; $P \leq 0,05$, odnosno $P \leq 0,01$

Tablica 17. Kombinirane analize varijance VCU pokusa suncokreta po godinama tijekom desetogodišnjeg razdoblja

Izvor varijabilnosti	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.
	2001			2002			2003			2004		
Lokacija (L)	4	8,28**	0,22	2	5,46**	0,19	4	1,10**	0,03	4	11,67**	0,26
Genotipovi (G)	36	1,01**	0,19	27	0,55**	0,16	33	0,52**	0,08	44	0,77**	0,12
Interakcija G × L	144	0,07**	0,03	54	0,07	-0,05	132	0,10**	0,06	176	0,17**	0,10
Heritabilnost	0,93			0,88			0,81			0,78		
	2005			2006			2007			2008		
Lokacija (L)	4	22,70**	0,51	4	8,70**	0,20	4	11,47**	0,23	4	4,31**	0,07
Genotipovi (G)	43	0,87**	0,14	43	0,53**	0,09	49	0,61**	0,10	58	0,60**	0,10
Interakcija G × L	172	0,18**	0,11	172	0,09**	0,06	196	0,09**	0,05	232	0,12**	0,07
Heritabilnost	0,79			0,82			0,85			0,80		
	2009			2010								
Lokacija (L)	4	7,25**	0,14	3	7,03**	0,20						
Genotipovi (G)	51	0,68**	0,11	34	0,45**	0,08						
Interakcija G × L	204	0,14**	0,11	102	0,13**	0,09						
Heritabilnost	0,79			0,71								

DF stupnjevi slobode; MS varijanca; Komp. var. komponenta varijance

** F-test pojedinih varijanci statistički značajan na razini $P \leq 0,01$

Šećerna repa

VCU pokusi šećerne repe bili su postavljeni na četiri lokacije: Lovas, Osijek, Beli Manastir i Vinkovci (Tablica 18). U vegetacijskoj sezoni 2002. godine je lokacija Vinkovci zamijenjena s lokacijom Virovitica. Najmanji broj genotipova u *VCU* ispitivanju bio je u vegetacijskim sezonama 2001. i 2002. godine (30), a najveći broj u vegetacijskim sezonama 2005. i 2006. godine (55).

Učinak genotipa bio je visokosignifikantan kroz sve vegetacijske sezone (na razini $P \leq 0,01$) i na svim lokacijama.

U kombiniranoj analizi varijance u svim vegetacijskim godinama svi učinci (lokacije, genotipovi i njihove interakcije) bili su statistički visoko značajni na razini $P \leq 0,01$ osim u vegetacijskim godinama 2002. kada učinak lokacije nije bio statistički značajan i u 2004. kada je učinak lokacije bio statistički značajan na razini $P \leq 0,05$ (Tablica 19). Najveća komponenta varijance bila je za lokacije u 2001. vegetacijskoj godini i od 2005. godine do 2010. godine, dok je u 2002. vegetacijskoj godini najveća bila genotipska komponenta varijance a u 2004. komponenta varijance interakcije genotipa i lokacije. Heritabilnost je bila procijenjena od 0,52 u 2009. vegetacijskoj godini do 0,86 u vegetacijskim godinama 2002. i 2005.

Šećerna repa

Tablica 18. Analize varijance pojedinačnih VCU pokusa šećerne repe tijekom desetogodišnjeg razdoblja

Izvor varijabilnosti	Stupnjevi slobode (DF)	Varijanca (MS)				
		Lovas	Osijek	Beli Manastir	Vinkovci	Virovitica
2001						
Repeticija	3	23,63	26,61	31,76 ⁺	12,59	
Genotip	29	152,33 ^{**}	508,25 ^{**}	140,69 ^{**}	468,10 ^{**}	
Pogreška	87	13,87	21,74	14,52	26,59	
2002						
Repeticija	3	44,38	19,89	35,30		112,022 ^{**}
Genotip	29	255,84 ^{**}	1015,41 ^{**}	1240,08 ^{**}		206,48 ^{**}
Pogreška	87	32,90	19,44	31,32		19,14
2003						
Repeticija	3					22,94 [*]
Genotip	42					104,25 ^{**}
Pogreška	126					6,50
2004						
Repeticija	3	5,28	1,49	14,97		1,84
Genotip	53	116,05 ^{**}	218,59 ^{**}	713,56 ^{**}		114,21 ^{**}
Pogreška	159	6,53	16,62	9,24		11,27
2005						
Repeticija	3	43,73 [*]	20,58	2,13		2,30
Genotip	54	166,89 ^{**}	318,45 ^{**}	342,67 ^{**}		129,27 ^{**}
Pogreška	162	12,47	14,27	7,36		7,81
2006						
Repeticija	3	2,97	6,85	2,61		11,02
Genotip	54	81,16 ^{**}	94,82 ^{**}	103,40 ^{**}		47,27 ^{**}
Pogreška	162	5,57	9,35	5,60		5,39
2007						
Repeticija	3	13,06	8,45	9,26		27,74 [*]
Genotip	50	81,48 ^{**}	150,24 ^{**}	82,97 ^{**}		210,26 ^{**}
Pogreška	150	7,09	7,20	6,21		8,71
2008						
Repeticija	3	3,83	8,40	20,35 ⁺		3,09
Genotip	53	117,62 ^{**}	121,80 ^{**}	56,82 ^{**}		227,87 ^{**}
Pogreška	159	9,66	10,72	9,56		10,44
2009						
Repeticija	3	10,14	8,53	9,50		6,34
Genotip	52	72,26 ^{**}	149,55 ^{**}	87,07 ^{**}		338,89 ^{**}
Pogreška	156	5,12	5,04	5,90		5,94
2010						
Repeticija	3	5,18	5,55	2,26		13,64
Genotip	42	141,19 ^{**}	215,33 ^{**}	198,39 ^{**}		133,43 ^{**}
Pogreška	126	7,13	6,78	6,47		12,22

+, *, ** F-test pojedinih varijanci statistički značajan na razini $P \leq 0,1$; $P \leq 0,05$, odnosno $P \leq 0,01$

Tablica 19. Kombinirane analize varijance VCU pokusa šećerne repe po godinama tijekom desetogodišnjeg razdoblja

Izvor varijabilnosti	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.	DF	MS	Komp. var.
	2001			2002			2003			2004		
Lokacija (L)	3	1726,94**	56,17	3	124,84	1,88				3	135,94*	1,69
Genotip (G)	29	192,16**	37,61	29	473,99**	101,38				53	156,50**	27,95
Interakcija G × L	87	41,73**	36,93	87	68,48**	62,05				159	44,70**	41,96
Heritabilnost	0,78			0,86						0,71		
	2005			2006			2007			2008		
Lokacija (L)	3	4118,65**	74,46	3	2484,14**	44,98	3	1189,27**	22,84	3	1861,69**	34,02
Genotip (G)	54	170,02**	36,73	54	51,69**	10,42	50	57,66**	8,28	53	57,96**	8,40
Interakcija G × L	162	23,10**	20,48	162	9,99**	8,38	150	24,53**	22,70	159	24,36**	21,83
Heritabilnost	0,86			0,81			0,57			0,58		
	2009			2010								
Lokacija (L)	3	13095,68**	246,49	3	1146,68**	26,06						
Genotip (G)	52	66,36**	8,63	42	93,83**	16,94						
Interakcija G × L	156	31,86**	30,48	126	26,08**	24,05						
Heritabilnost	0,52			0,72								

DF stupnjevi slobode; MS varijanca; Komp. var. komponenta varijance

*,** F-test pojedinih varijanci statistički značajan na razini $P \leq 0,05$ odnosno $P \leq 0,01$

4.1.2. Kombinirana analiza prema mješovitom modelu

Za kombiniranu analizu prema mješovitom modelu, prikazane su opisne karakteristike osam serija ispitivanih sortnih pokusa, te procjene komponenti varijance i heritabilnosti za prinos (Tablica 20). Budući da su se za ulazne podatke koristili prinosi po ponavljanjima, a ne srednje vrijednosti genotipa za jednu lokaciju u jednoj godini, broj opažanja bio je relativno velik: od 4596 za uljanu repicu do 15493 za pšenicu. Sortni pokusi uljane repice imale su sukladno navedenome i najmanje ukupno uključenih genotipova (120) na najmanje lokacija (4). Pokusi pšenice uključivali su ukupno 323 genotipova u postupku priznavanja i standarda.

Od slučajnih učinaka, odnosno komponenti varijance, najveća je bila komponenta varijance interakcija lokacija \times godina ($L \times Y$) za pšenicu, ječam, kukuruz *FAO* 300, kukuruz *FAO* 400 i kukuruz *FAO* 500, dok je komponenta varijance za godinu (Y) bila najveća za uljanu repicu, suncokret i šećernu repu. Druga po veličini komponenta varijance je odgovarajuća komponenta godine za pšenicu, ječam, kukuruz *FAO* 300 i kukuruz *FAO* 400, odnosno $L \times Y$ interakcija za uljanu repicu, suncokret i šećernu repu. Jedini izuzetak bio je pokus kukuruza *FAO* 500 gdje je druga po veličini bila komponenta lokacije.

Procjene heritabilnosti mogu se svrstati u dvije skupine: vrijednosti $>0,90$ za pšenicu, kukuruz *FAO* 300, kukuruz *FAO* 400, suncokret i šećernu repu; odnosno vrijednosti $<0,80$ za ječam, kukuruz *FAO* 500 i uljanu repicu.

Koeficijenti varijacije za prinos u osam serija službenih sortnih pokusa RH u razdoblju od 2001. godine do 2010. godine bili su najveći za okolišne učinke (Tablica 21). Interakcija $L \times Y$ imala je najveći koeficijent varijacije kod pšenice, ječma i kukuruza u sve tri *FAO* skupine, dok je koeficijent varijacije godine bila najveća za uljanu repicu, suncokret i šećernu repu. Ukupno najveći koeficijent varijacije bio je za godinu kod uljane repice, zatim za $L \times Y$ interakciju kod pšenice. Koeficijent varijacije za lokaciju kod suncokreta i šećerne repe, te za interakciju $G \times L$ kod kukuruza *FAO* 500 i suncokreta bio je nula. Koeficijenti varijacije za genotip imali su raspon od 3,33 (ječam) do 8,31 (suncokret).

Tablica 20. Procjene komponenti varijance i heritabilnosti za prinos prema mješovitom modelu u osam serija službenih VCU pokusa RH za desetogodišnje razdoblje 2001. – 2010.

	Pšenica	Ječam	Kukuruz FAO 300	Kukuruz FAO 400	Kukuruz FAO 500	Uljana repica	Suncokret	Šećerna repa
Broj opažanja	15493	3646	6097	9568	4975	4596	8556	7300
Broj genotipova	323	97	150	223	138	120	190	204
Broj lokacija	6	5	6	6	6	4	5	5
Prosjek pokusa	7,34	7,36	10,70	10,83	11,02	4,03	3,61	81,82
Slučajni učinci	Varijanca							
Genotip (G)	0,29	0,06	0,34	0,35	0,24	0,04	0,09	17,13
Lokacija (L)	0,36	0,65	0,43	0,54	1,17	0,32	0,00	0,00
Godina (Y)	0,43	1,32	0,96	0,99	0,47	0,82	0,36	125,73
G × L	0,04	0,07	0,04	0,02	0,00	0,04	0,00	2,45
G × Y	0,08	0,12	0,09	0,16	0,77	0,02	0,03	7,36
L × Y	1,82	1,34	1,73	1,63	1,95	0,47	0,22	59,97
G × L × Y	0,35	0,4	0,24	0,3	0,37	0,15	0,06	24,36
e_{ijk}	0,38	0,5	1,08	0,93	0,83	0,13	0,24	11,88
Heritabilnost	0,93	0,64	0,95	0,93	0,74	0,72	0,96	0,91

e_{ijk} -ostatak, odnosno pogreška pokusa uzimajući u obzir i r-tu repeticiju

Tablica 21. Koeficijenti varijacije (%) za prinos u osam serija službenih sortnih pokusa RH u razdoblju 2001. – 2010.

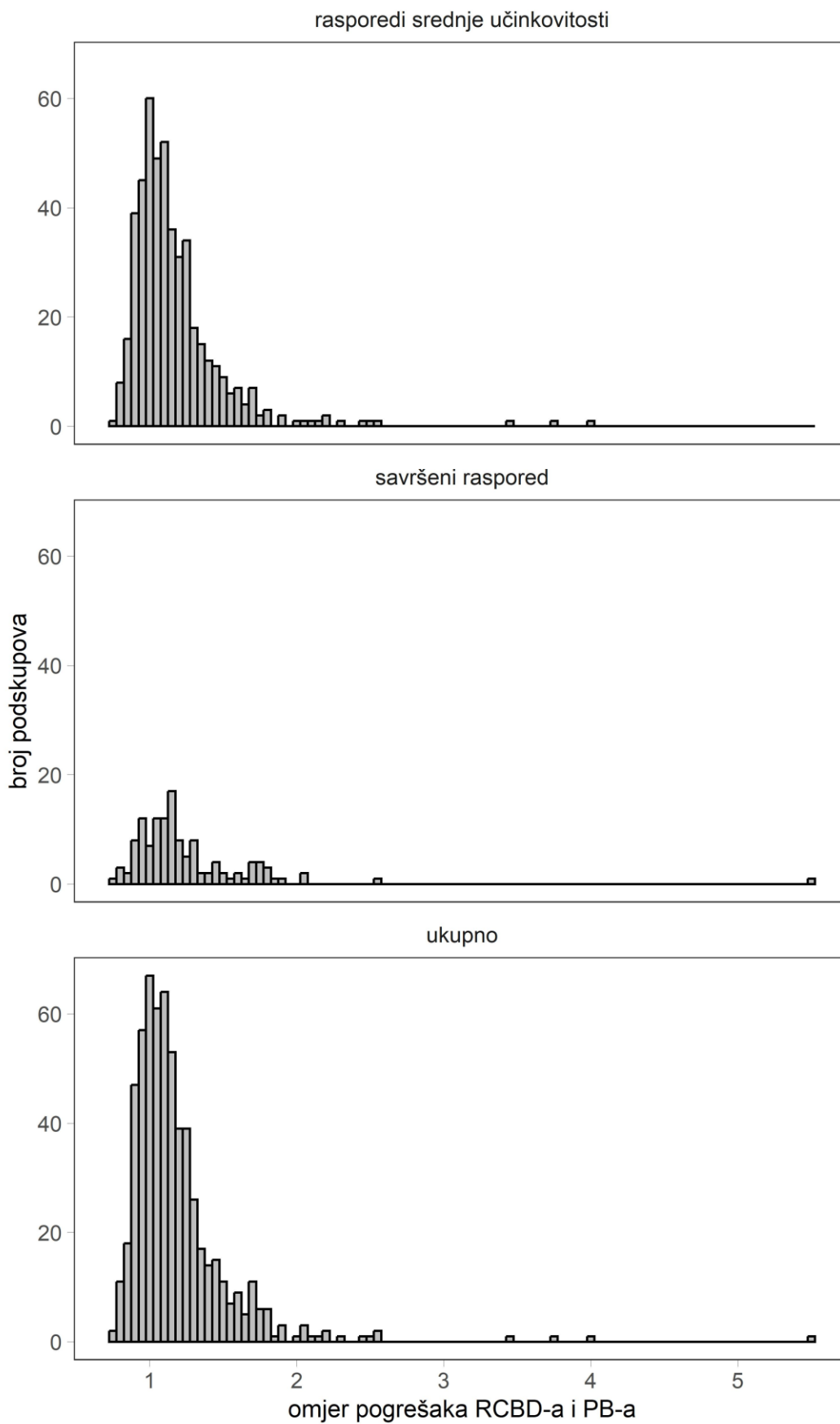
Slučajni učinci	Pšenica	Ječam	Kukuruz FAO 300	Kukuruz FAO 400	Kukuruz FAO 500	Uljana repica	Suncokret	Šećerna repa
Genotip (G)	7,34	3,33	5,45	5,46	4,45	4,96	8,31	5,06
Lokacija (L)	8,17	10,95	6,13	6,79	9,82	14,04	0,00	0,00
Godina (Y)	8,93	15,61	9,16	9,19	6,22	22,47	16,62	13,70
G × L	2,72	3,59	1,87	1,31	0,00	4,96	0,00	1,91
G × Y	3,85	4,71	2,80	3,69	7,96	3,51	4,80	3,32
L × Y	18,38	15,73	12,29	11,79	12,67	17,01	12,99	9,46
G × L × Y	8,06	8,59	4,58	5,06	5,52	9,61	6,79	6,03
Ostatak	8,40	9,61	9,71	8,90	8,27	8,95	13,57	4,21

4.2. Učinkovitost dizajna poljskih pokusa i primjena *postblockinga*

4.2.1. Primjena *postblockinga* za procjenu učinkovitosti alfa dizajna s nepotpunim blokovima

Osnovna svrha izvorne *postblocking* metode bila je procijeniti hipotetsku varijancu pogreške modela *IBD*-a za određenu veličinu bloka k . Analiza *IBD*-a trebala bi rezultirati manjim vrijednostima procjena pogreške razlike tretiranja u usporedbi s *RCBD* analizom, stoga je pregled rezultata primjene *postblocking* metode na svih 607 podskupova u različitim kulturama prikazan kao distribucija omjera pogreške razlike tretiranja u dizajnu slučajnog blokno rasporeda (*RCBD*) i dizajnu nepotpunih blokova (*IBD*), dakle smanjenje pogreške razlike tretiranja dobiveno analizom *IBD*-a (Slika 1.). Iako bi u teoriji, na istom skupu podataka, procijenjena varijanca pogreške *IBD*-a trebala biti manja ili barem jednaka varijanci pogreške *RCBD*-a, u približno jednoj trećini podskupova procjena varijance pogreške nakon primjene *postblockinga* bila je veća od varijance pogreške *RCBD*-a. Većina preostalih procjena pogreške nakon primjene *postblockinga* nalazila se u intervalu između dvije granične točke, od jednake do polovice veličine varijance pogreške *RCBD*-a. Konačno, bilo je samo nekoliko pokusa sa smanjenjem pogreške od 4 do 5 puta.

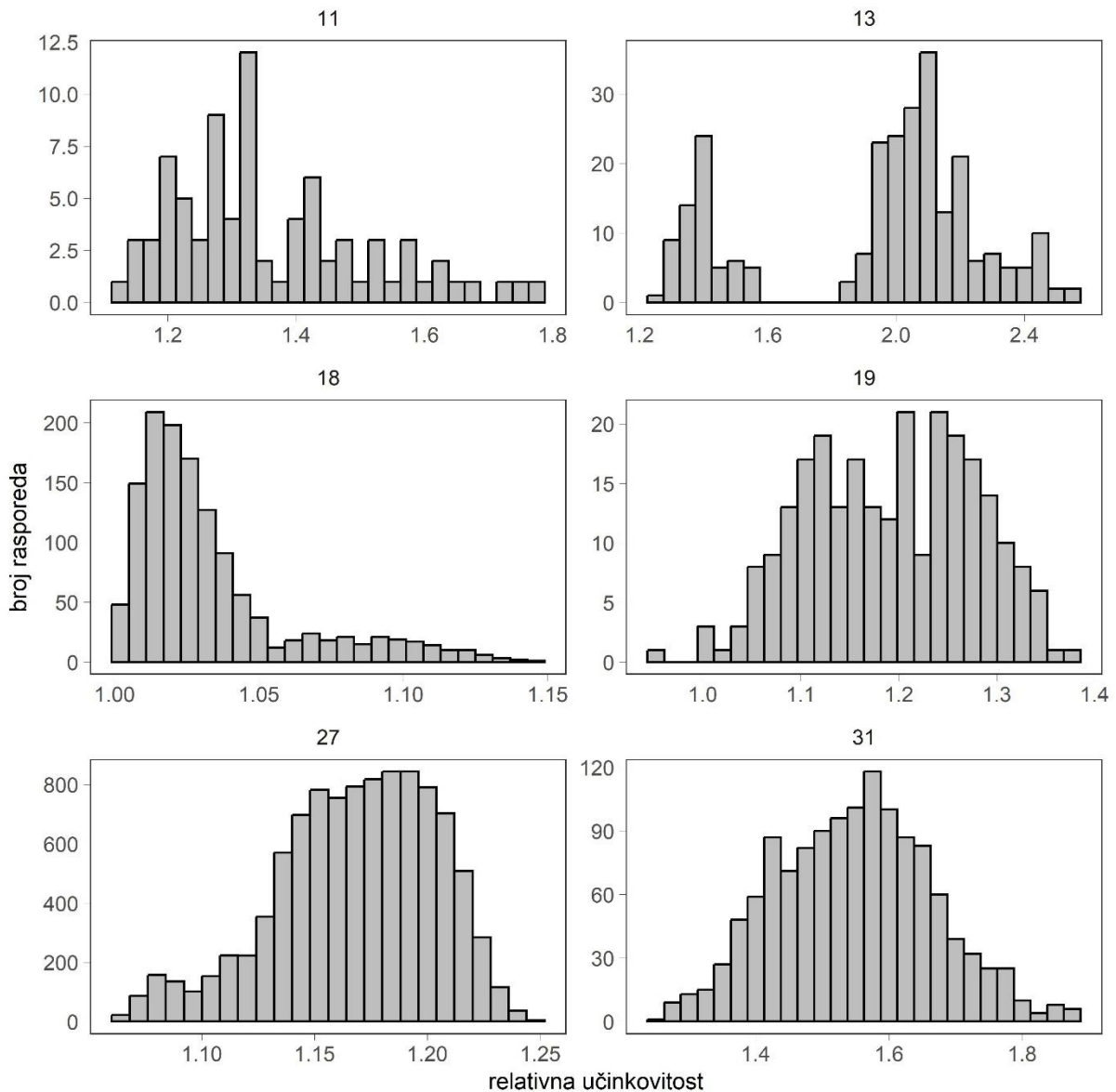
Za prikaz distribucije odnosa varijance pogreške *RCBD*-a i *IBD*-a (Slika 1.) u situacijama kada je moguće superponirati više različitih rasporeda, dakle kada se ne radi o savršenom rasporedu jer imamo nepotpune blokove različite veličine, na grafikonu odabran je raspored s prosječnom (medijan) učinkovitošću.



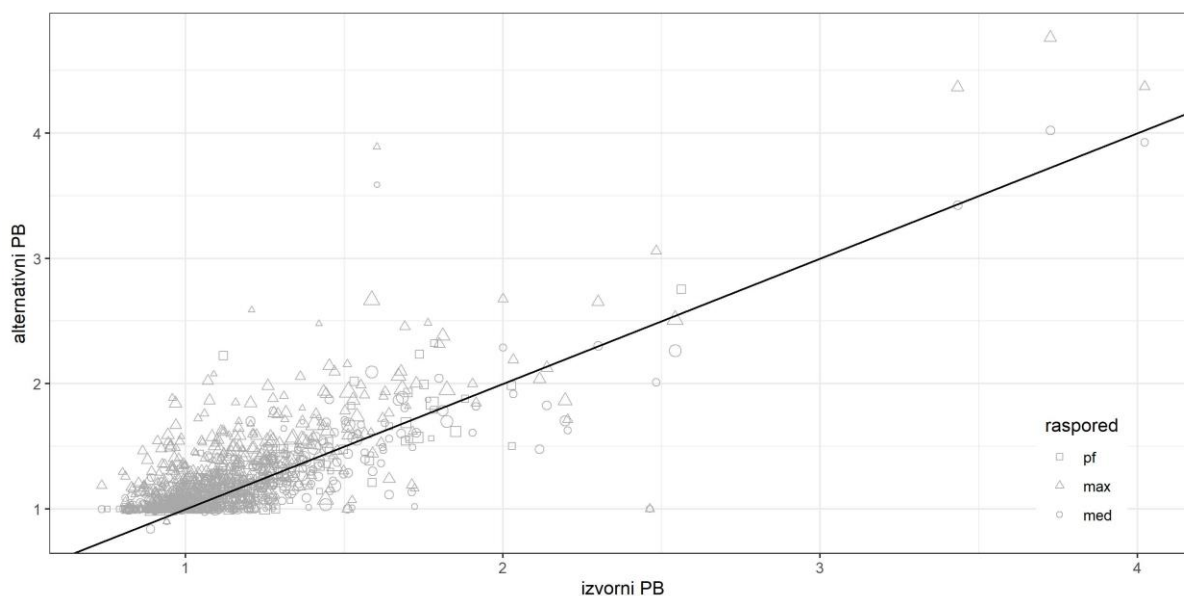
Slika 1. Distribucija odnosa varijance pogreške RCBD-a i IBD-a

Osim procjene varijance pogreške, predložena alternativna metoda *postblockinga* također je korištena za ocjenjivanje učinkovitosti *IBD* modela, u odnosu na *RCBD*, za svaki od c rasporeda u podskupovima s dvije nejednake veličine nepotpunih blokova. Minimalan broj mogućih c rasporeda superponiranja nepotpunih blokova je 81, a maksimalan broj 50625. To je rezultiralo s c procjena učinkovitosti po podskupu, čija je distribucija obično bila nepravilna: desno ili lijevo iskrivljena i segmentirana (Slika 2.). Od svih c rasporeda odabrana su dva rasporeda kao predstavnici različitih scenarija: 1) raspored s medijanom učinkovitosti kao predstavnik vjerojatnog scenarija i 2) raspored s maksimalnom učinkovitošću kao predstavnik najoptimističnijeg, dakle najboljeg scenarija.

S druge strane, kada se metoda *postblockinga* primjenjuje na podskupove savršenog rasporeda odnosno savršeno usklađene veličine nepotpunog bloka, rezultat je samo jedna procjena učinkovitosti, što predstavlja scenarij za koji ne znamo da li je vjerojatni scenarij ili najbolji jer je jedini moguć. Procjene pogrešaka iz ova tri scenarija zatim su korištene za usporedbu dvaju metoda *postblockinga*: izvornog i alternativnog, ponovno koristeći omjere pogreške *RCBD/IBD* (slika 3.). Najveće smanjenje pogreške dobiveno je primjenom obje metode *postblockinga* za podskup savršenog rasporeda s 30 genotipova ozime pšenice *VCU* pokusa u Zagrebu 2009. (5,48 prema izvornoj i 6,65 prema alternativnoj metodi, izostavljeno na slici 3 radi bolje rezolucije). Ako su omjeri pogrešaka za različite veličine nepotpunih blokova dobiveni korištenjem rasporeda maksimalne učinkovitosti, oni bi rezultirali većim smanjenjem pogreške u usporedbi s izvornom metodom *postblockinga* u 84 % podskupova.



Slika 2. Primjeri distribucije učinkovitosti *IBD* modela kroz različite rasporede nepotpunih blokova, za pokuse s 11 genotipova (kukuruz *FAO 400*, Lovas, 2007.), 13 genotipova (ozima uljana repica, Zagreb, 2010.), 18 genotipova (ozimi ječam, Kutjevo, 2006.), 19 genotipova (suncokret, Lovas), 2009), 27 genotipova (šećerna repa, Osijek, 2004) i 31 genotipom (ozima pšenica, Osijek, 2003).



Slika 3. Odnos između omjera $RCBD/IBD$ za izvornu i alternativnu *postblocking* metodu. pf – savršeni raspored, max – raspored s najvećom učinkovitošću, med – raspored sa srednjom učinkovitošću. Veličina simbola odgovara veličini pokusa.

Procjene medijana učinkovitosti rasporeda superponiranja nepotpunih blokova imaju tendenciju da manje odstupaju od izvornih procjena pogreške razlike tretiranja metodom *postblockinga*, s približno jednakim brojem njih postavljenim iznad i ispod linije jednakosti; isti trend se može primijetiti i za procjene savršenog rasporeda. Veličina smanjenja pogreške ne može se izravno povezati s veličinom podskupa, odnosno s brojem sorti u ispitivanju. Najveća smanjenja dobivaju se u podskupovima prosječne veličine i postoji mnogo slučajeva najvećih i najmanjih podskupova sa sličnim smanjenjem pogreške.

U svih 607 podskupova, relativna učinkovitost analize *IBD*-a ($E_{R(PB)}$) varirala je između brojnih vrijednosti blizu 1 (bez povećanja) i nekoliko vrijednosti većih od 2 (ista učinkovitost kao hipotetski *RCBD* s dvostruko više ponavljanja). Prosječne vrijednosti (Tablica 22) otkrivaju da je analiza *IBD*-a nešto učinkovitija u usjevima žitarica, ali je općenito povećanje učinkovitosti obično relativno nisko. Sve raspodjele učinkovitosti su udesno iskrivljene, što ukazuje na preovladavanje niskog povećanja učinkovitosti. U čak 80 % podskupova savršenog rasporeda povećanje učinkovitosti je manje od 5 %; u preostalim podskupovima je sličan udio podskupova s nižim povećanjem učinkovitosti od 5 % prema vjerojatnom scenariju (70 %), a svakako znatno manji prema najboljem scenariju (40 %). Umjesto ove proizvoljne granice od 5 %, kao prag značajnosti učinkovitosti mogla bi se uzeti značajnost LRT-a za dodatnu strukturu nepotpunih blokova. Kada se primijeni ovaj prag, moglo bi se primijetiti da broj podskupova sa značajnim LRT-om prilično varira između usjeva (Tablica 23). Općenito,

pokusi uljane repice, suncokreta i šećerne repe imali su manje koristi od *postblockinga*, postižući znatna poboljšanja učinkovitosti u manje od 10 % podskupova prema vjerojatnom scenariju i u 20-30 % podskupova u najboljem scenariju. Za usjeve žitarica postoji najmanje 20 % podskupova sa značajnim povećanjem učinkovitosti prema vjerojatnom scenariju, što se povećava do polovice podskupova u najboljem scenariju. Relativni broj podskupova savršenog rasporeda sa značajnim povećanjem učinkovitosti obično je negdje između dva scenarija (iako je za neke usjeve njihov ukupan broj prilično mali).

Unutar žitarica, primjena *postblockinga* je nešto češće povećala učinkovitost kod pšenice i kukuruza skupine *FAO 400*, u usporedbi s ječmom i kukuruzom skupine *FAO 500*. Slično, unutar skupine uljarica i šećerne repe, povećanja učinkovitosti su češća kod suncokreta nego kod uljane repice i šećerne repe. Povećanja učinkovitosti najmanje su učestala kod uljane repice s najmanjom prosječnom veličinom podskupa, a najčešće kod pšenice s najvećom prosječnom veličinom pokusa. Međutim, učestalost povećanja učinkovitosti za preostale usjeve prilično je varijabilna, iako imaju slične prosječne veličine podskupova. Konačno, broj podskupova s opravdanim uvođenjem prostorne strukture prilično je sličan broju podskupova s opravdanim uvođenjem strukture nepotpunih blokova metodom *postblockinga* u podskupovima savršenog rasporeda, a češće su bliže vjerojatnom, a ne najboljem scenariju u preostalim podskupovima.

Tablica 22. Prosječna relativna učinkovitost *IBD* analize za podskupove kultura

Kultura	Veličina parcele (m ²)	Prosječna veličina podskupa	Relativna učinkovitost					
			Tip podskupa					
			Savršen raspored		Raspored s Medijana ³		Raspored s Maksimum ⁴	
			Aritmetička ¹ sredina	Medijana ²	Aritmetička ¹ sredina	Medijana ²	Aritmetička ¹ sredina	Medijana ²
Ozima pšenica	10,0	23,4	1,119	1,001	1,104	1,038	1,197	1,099
Ozimi ječam	10,0	21,0	1,226	1,149	1,050	1,019	1,123	1,070
Kukuruz FAO 400	11,2	18,5	1,100	1,033	1,110	1,037	1,221	1,128
Kukuruz FAO 500	11,2	18,3	1,208	1,121	1,075	1,023	1,165	1,090
Ozima uljana repica	10,0	15,3	1,039	1,000	1,037	1,004	1,105	1,032
Suncokret	11,2	18,7	1,054	1,001	1,025	1,003	1,086	1,051
Šećerna repa	8,0	18,8	1,003	1,000	1,018	1,003	1,061	1,024
Prosjek			1,084	1,001	1,069	1,013	1,149	1,066

¹Srednja relativna učinkovitost za sve podskupove kultura

²Medijana relativne učinkovitosti za sve podskupove kultura

³Medijana učinkovitosti rasporeda nepotpunih blokova

⁴Maksimalna učinkovitost rasporeda nepotpunih blokova

Tablica 23. Broj podskupova sa statistički značajnim LRT s dodanom strukturom nepotpunih blokova ili prostornom analizom u odnosu na ukupni broj podskupova po kulturi

Kultura	Tip podskupa						
	Savršen raspored			Više različitih rasporeda			
	LRT ²			LRT			
	Ukupno ¹	PB ³	SP ⁴	Ukupno	PB (med)	PB (max)	SP
Ozima pšenica	36	9	9	129	46	73	58
Ozimi ječam	4	2	2	32	6	14	8
Kukuruz <i>FAO</i> 400	24	9	10	83	26	45	37
Kukuruz <i>FAO</i> 500	4	2	3	57	13	27	18
Ozima uljana repica	7	1	1	49	2	9	6
Suncokret	35	7	11	56	5	16	7
Šećerna repa	16	0	0	75	4	15	8

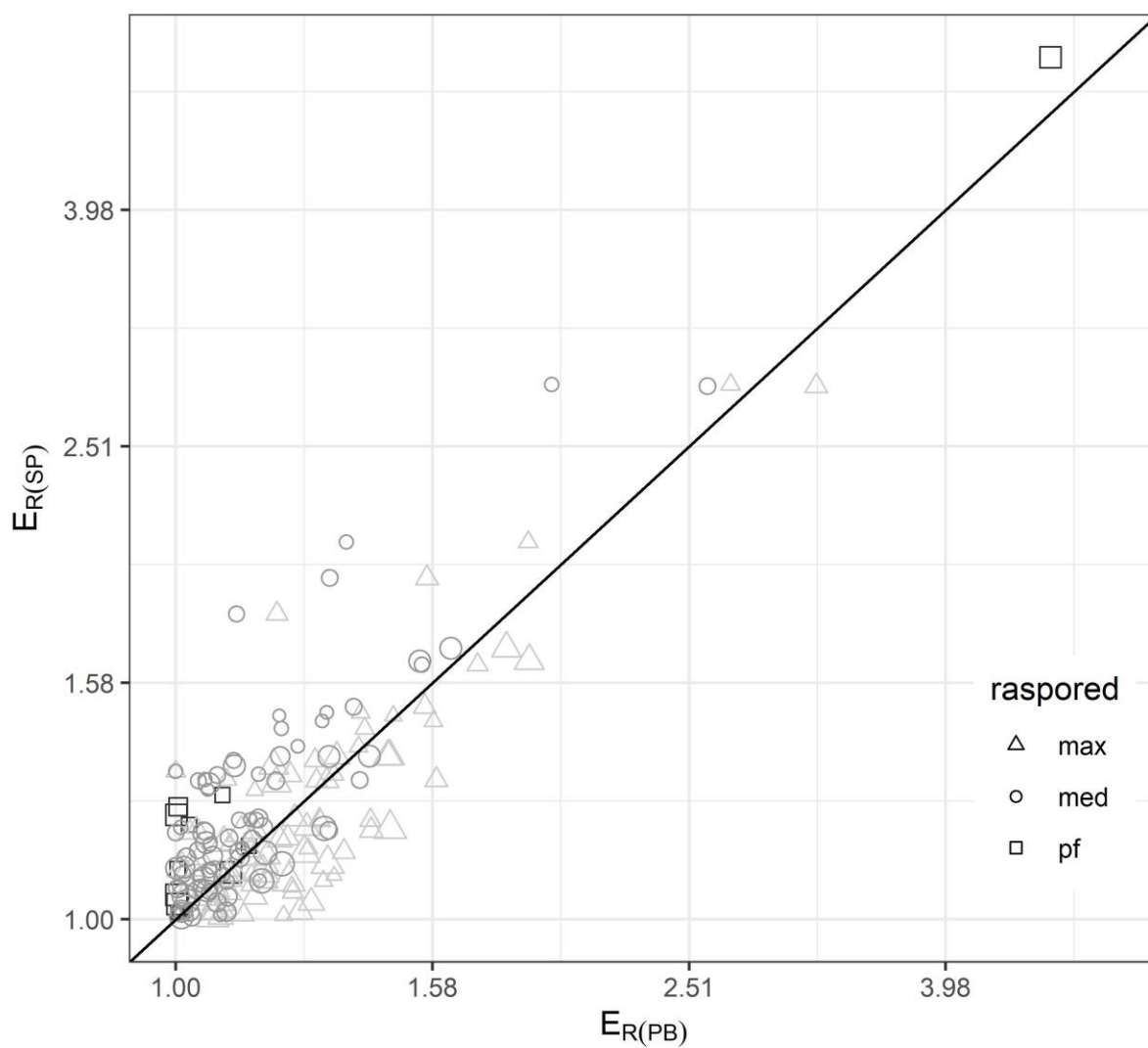
¹ Ukupni broj podskupova

² Broj podskupova sa značajnim LRT

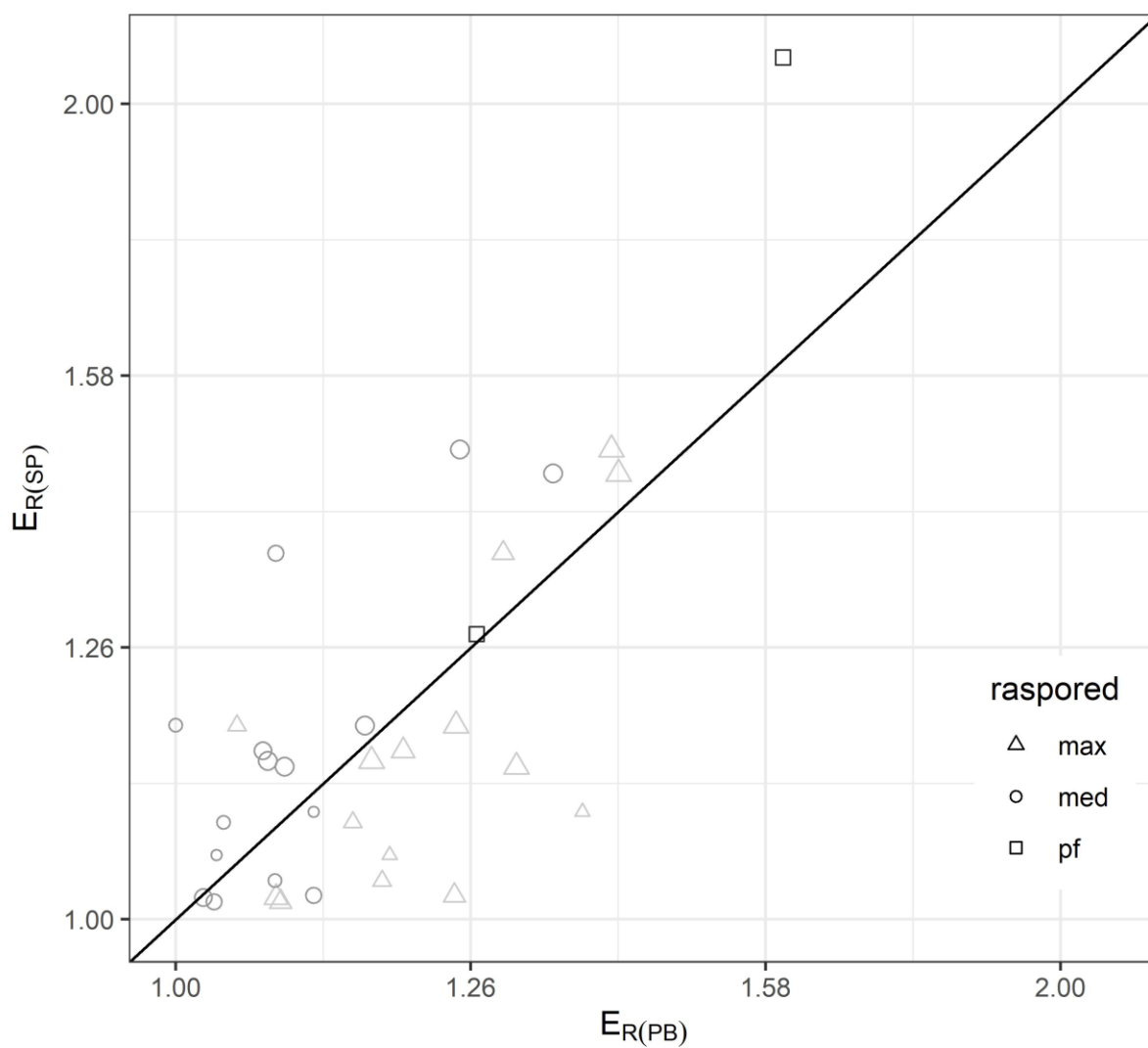
³ PB – *postblocking*

⁴ SP – Prostorna analiza

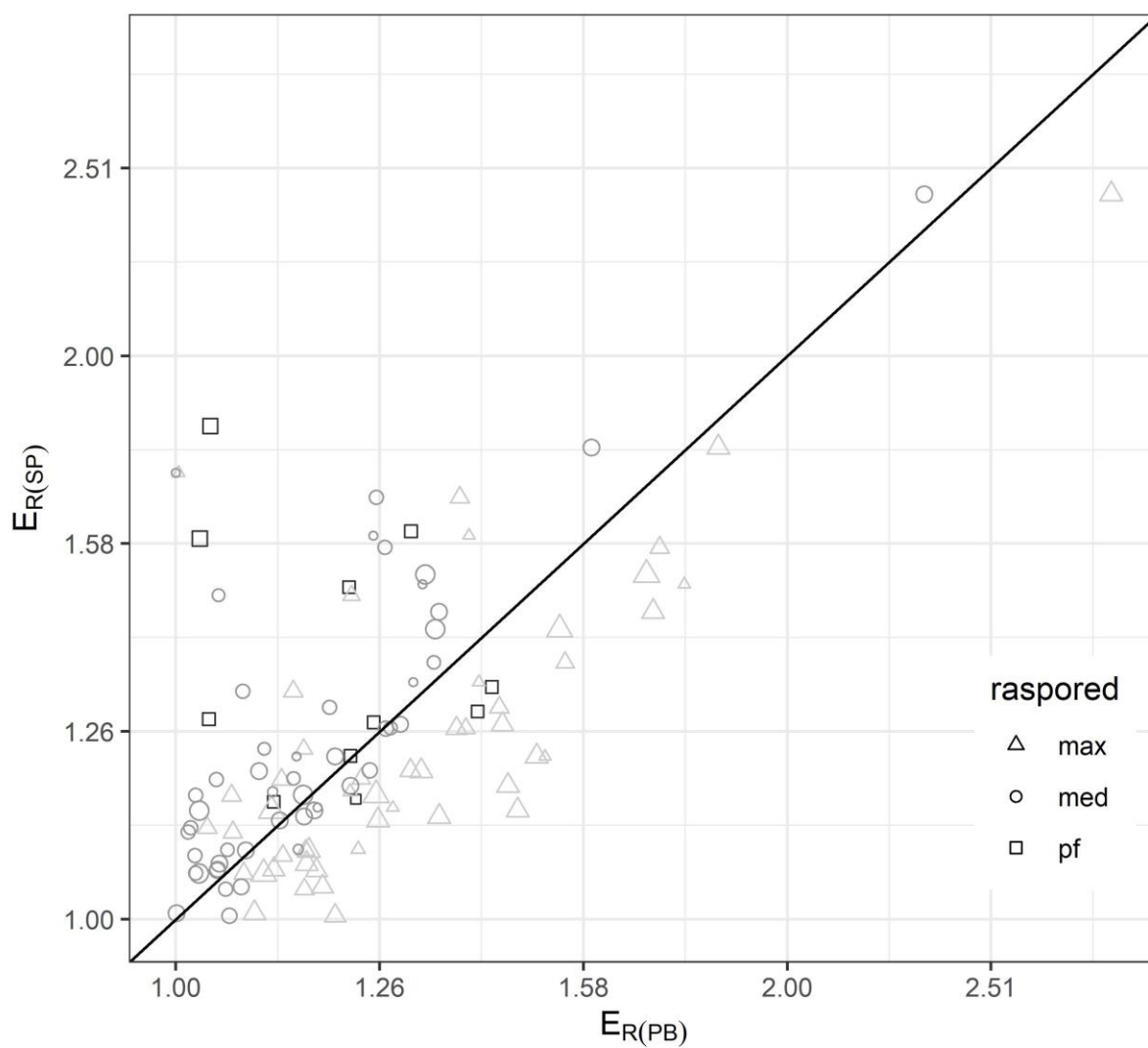
Slične stope značajnih podskupova za *postblocking* i prostornu analizu nisu posljedica slične učinkovitosti dviju metoda. Usporedba učinkovitosti za pojedinačne podskupine otkriva velike razlike između metoda (slika 4. – 10.). Odnos između učinkovitosti *postblockinga* i prostorne analize mogao bi se smatrati specifičnim za usjeve samo u relativno maloj mjeri, jer se mogu uočiti dva izražena opća trenda: učinkovitost prostorne analize obično je veća od učinkovitosti *postblockinga* pri scenariju savršenog rasporeda i vjerojatnog scenarija, dok učinkovitost najboljeg scenarija *postblockinga* obično dominira nad učinkovitošću prostorne analize. Isti trendovi mogli bi se uočiti ako se prosječna učinkovitost prostorne analize od 1,150 za podskupove savršenog rasporeda i 1,114 za preostale skupove uspoređuje s prosječnim vrijednostima za *postblocking* (prikazano u tablici 22).



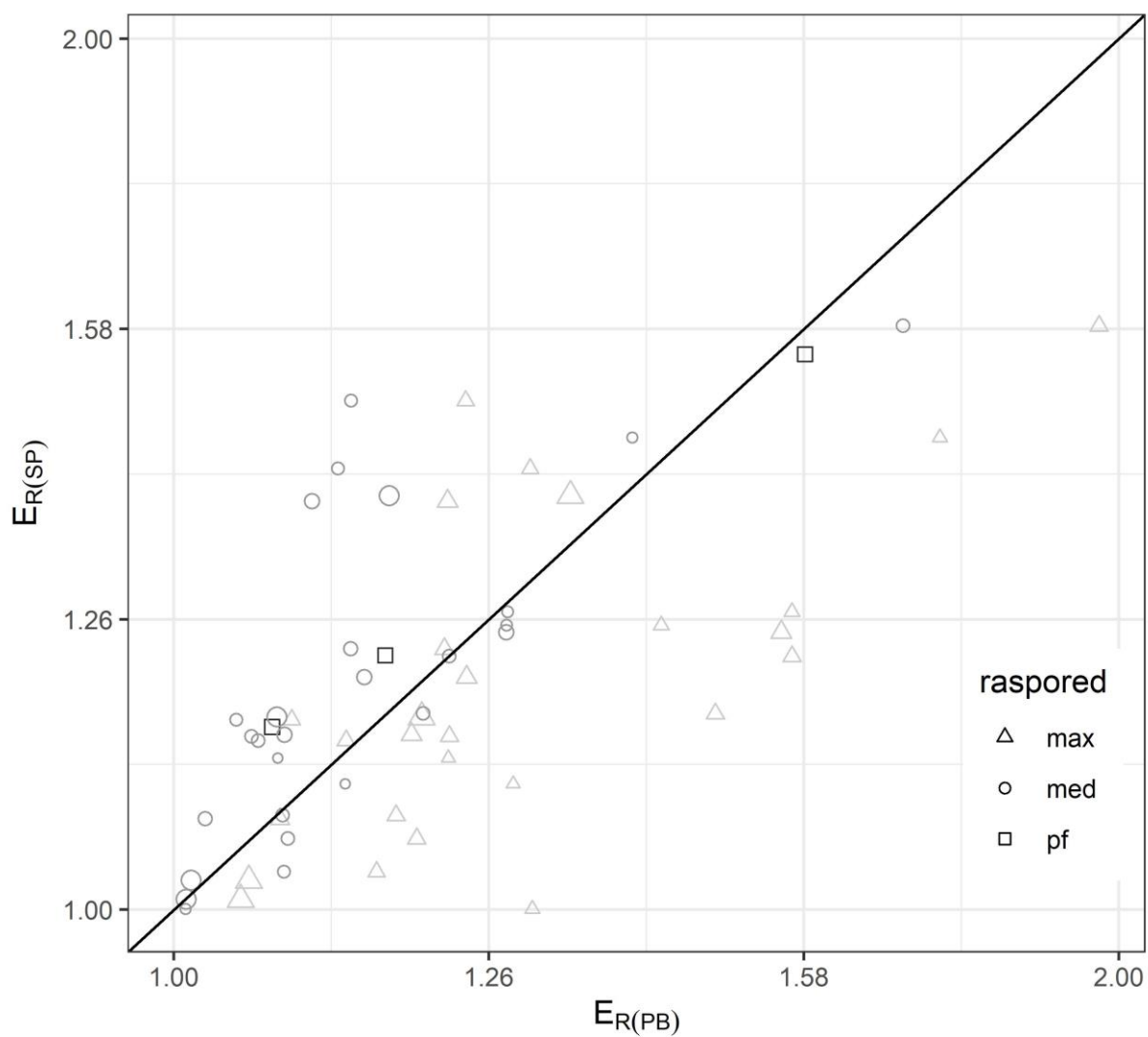
Slika 4. Odnos između relativne učinkovitosti *postblockinga* i prostorne analize za pšenicu. pf – savršeni raspored, max – raspored s najvećom učinkovitošću, med – raspored sa srednjom učinkovitošću. Veličina simbola odgovara veličini pokusa.



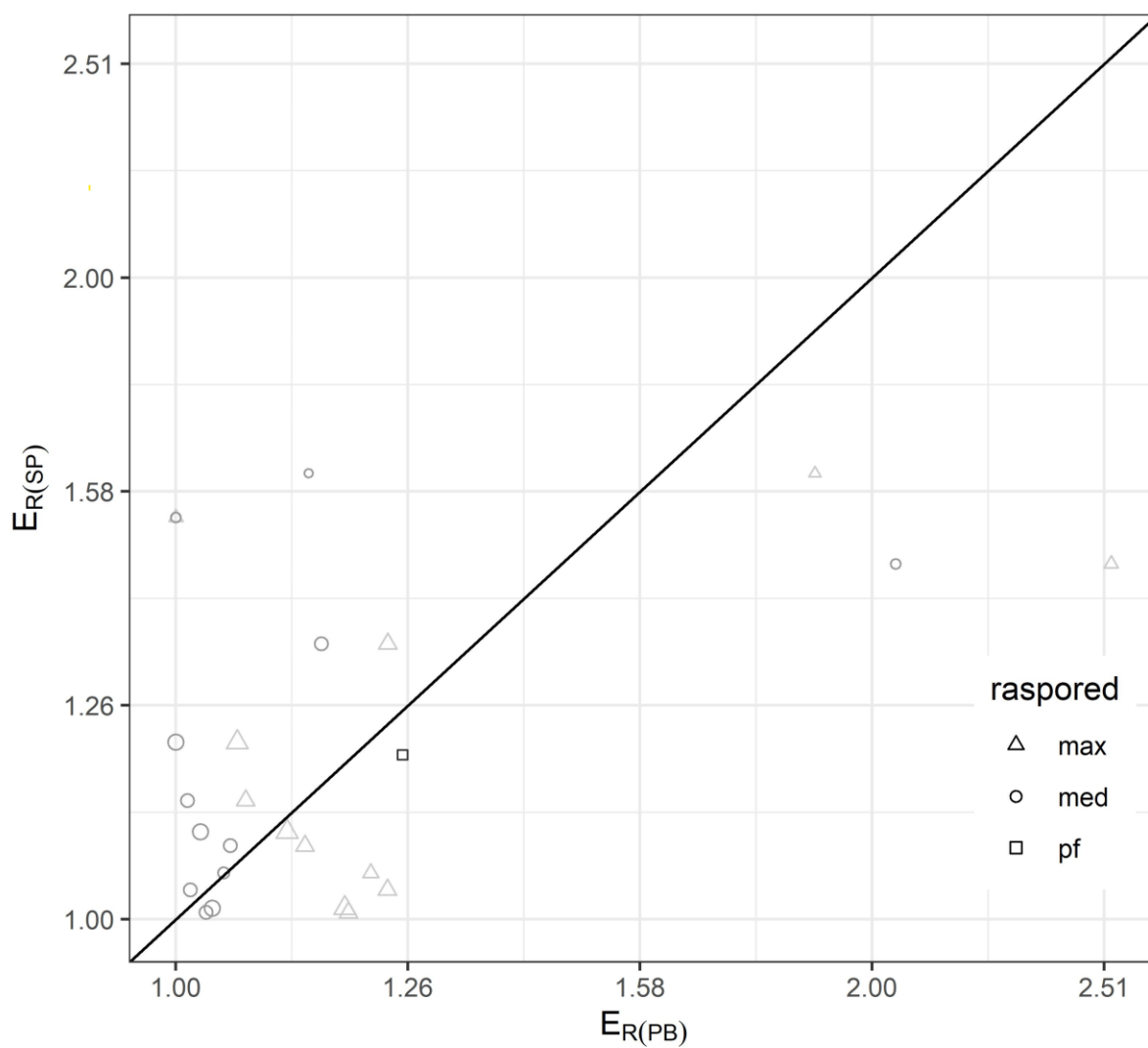
Slika 5. Odnos između relativne učinkovitosti *postblockinga* i prostorne analize za ječam. pf – savršeni raspored, max – raspored s najvećom učinkovitošću, med – raspored sa srednjom učinkovitošću. Veličina simbola odgovara veličini pokusa.



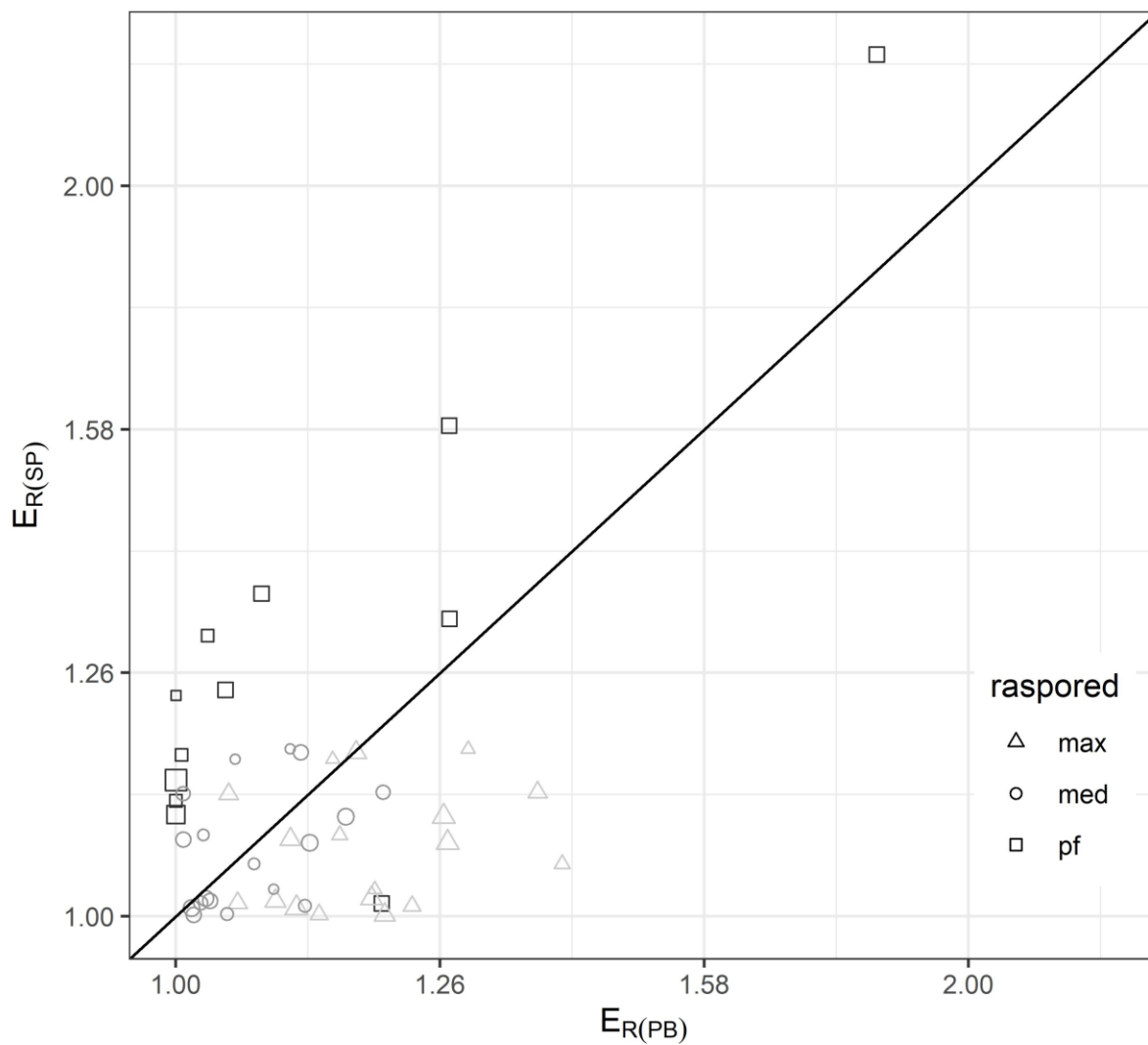
Slika 6. Odnos između relativne učinkovitosti *postblockinga* i prostorne analize za kukuruz *FAO 400*. pf – savršeni raspored, max – raspored s najvećom učinkovitošću, med – raspored sa srednjom učinkovitošću. Veličina simbola odgovara veličini pokusa.



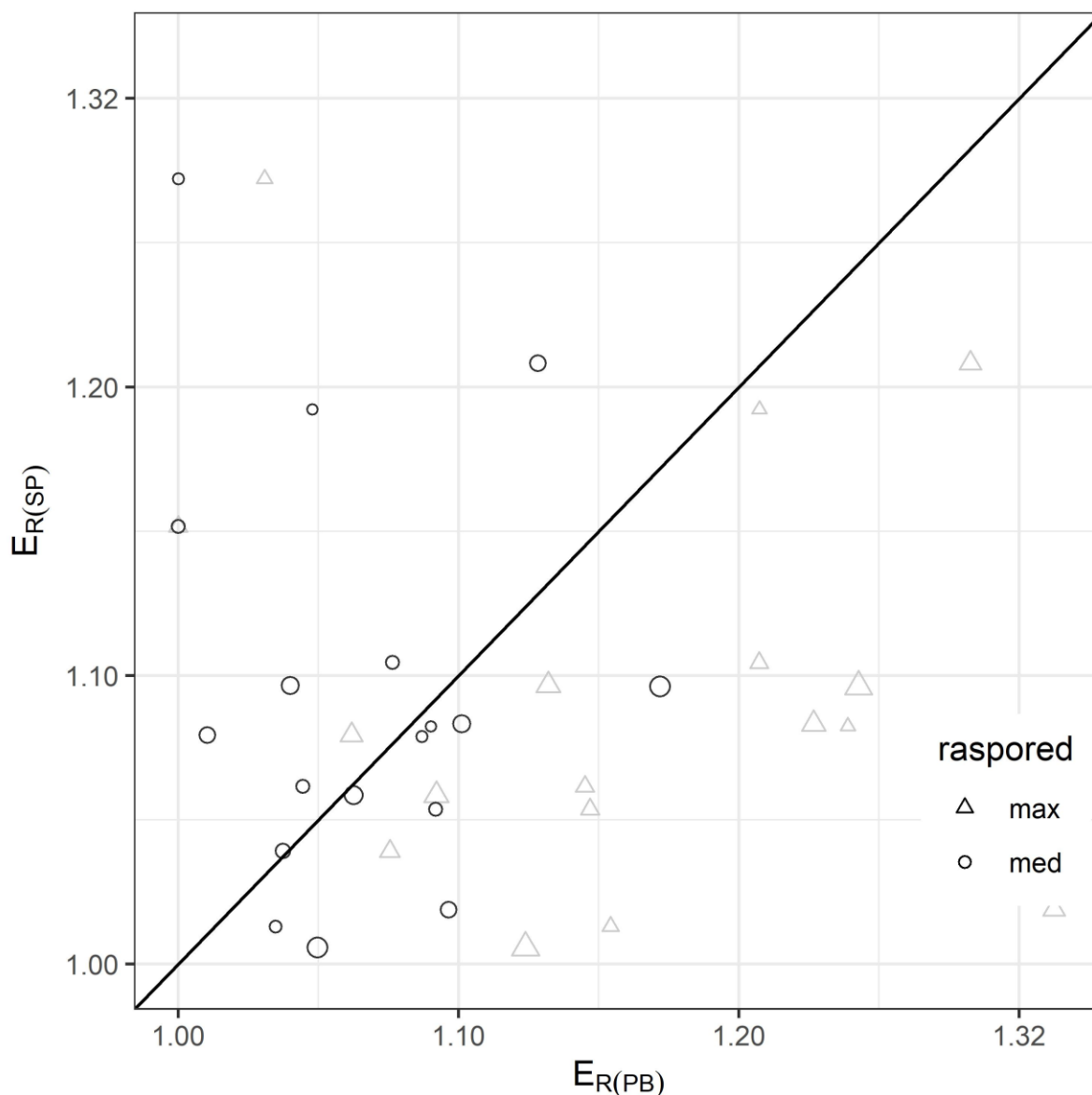
Slika 7. Odnos između relativne učinkovitosti *postblockinga* i prostorne analize za kukuruz *FAO 500*. pf – savršeni raspored, max – raspored s najvećom učinkovitošću, med – raspored sa srednjom učinkovitošću. Veličina simbola odgovara veličini pokusa.



Slika 8. Odnos između relativne učinkovitosti *postblockinga* i prostorne analize za uljanu repicu. pf – savršeni raspored, max – raspored s najvećom učinkovitošću, med – raspored sa srednjom učinkovitošću. Veličina simbola odgovara veličini pokusa.



Slika 9. Odnos između relativne učinkovitosti *postblockinga* i prostorne analize za suncokret. pf – savršeni raspored, max – raspored s najvećom učinkovitošću, med – raspored sa srednjom učinkovitošću. Veličina simbola odgovara veličini pokusa.

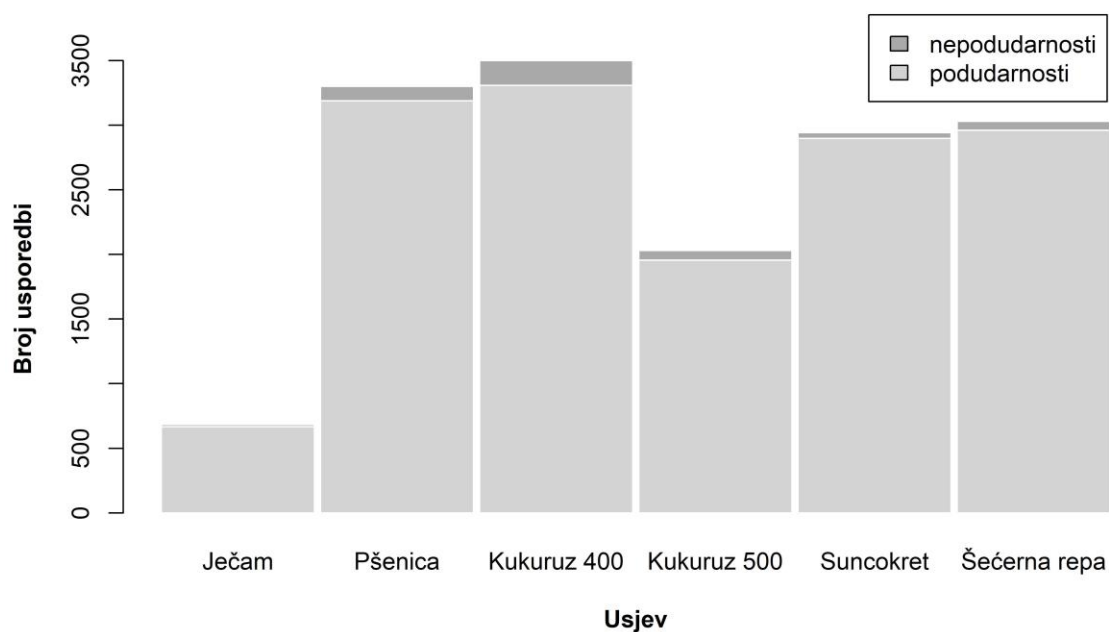


Slika 10. Odnos između relativne učinkovitosti *postblockinga* i prostorne analize za šećernu repu. pf – savršeni raspored, max – raspored s najvećom učinkovitošću, med – raspored sa srednjom učinkovitošću. Veličina simbola odgovara veličini pokusa.

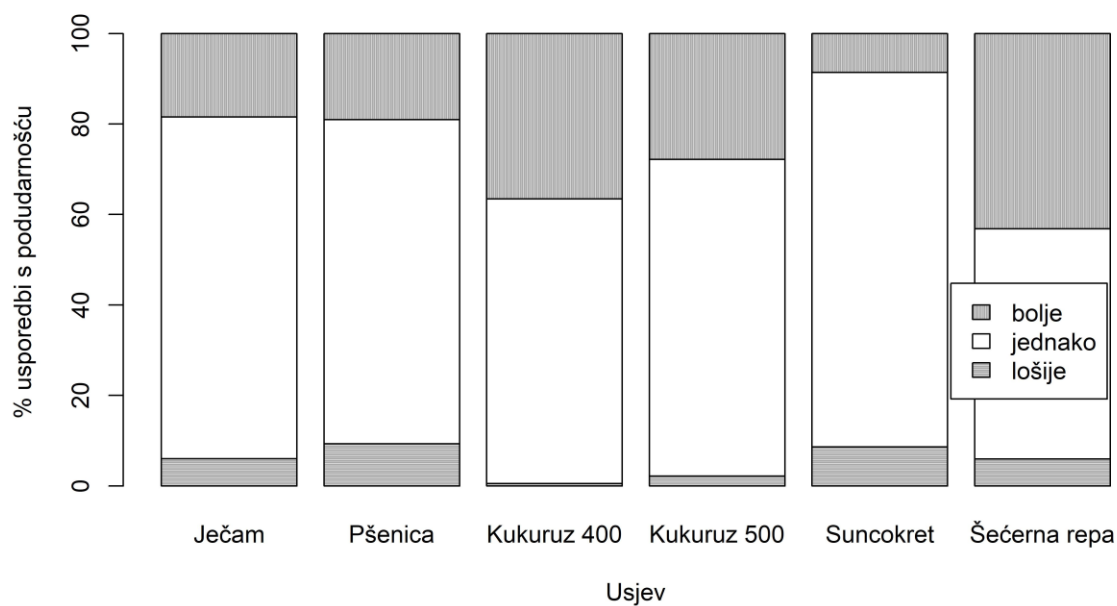
Razina podudarnosti između rezultata usporedbi parova je prilično visoka. Postoji manje od 5 % razlika između usporedbi na temelju *RCBD*-a i prostornog modela za sve biljne vrste osim kukuruza skupine *FAO 400* za koji je taj udio nešto iznad 5 % (slika 11.).

Udio genotipova kandidata koji su bili na razini sorti standarda na temelju *RCBD*-a i prostornog modela su bili podjednaki primjenom oba modela (60-80 %), osim kod šećerne repe, ali udio genotipova kandidata koji su imali bolji ili lošiji prinos od sorti standarda varira između biljnih vrsta (slika 12.).

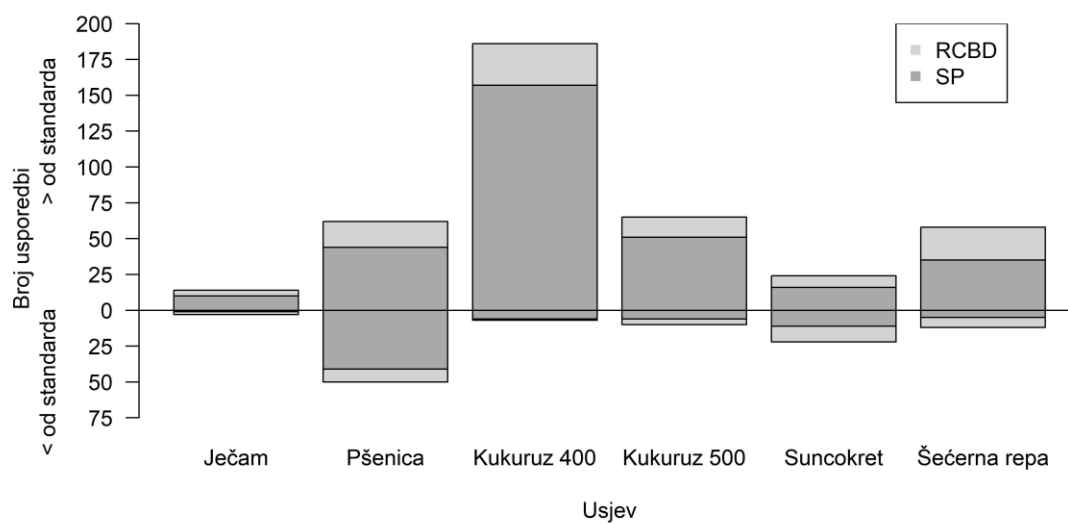
Unatoč relativno malom udjelu nepodudarnosti u ukupnom broju usporedbi, njihov apsolutni broj tijekom desetogodišnjeg razdoblja može biti relativno visok za neke usjeve (slika 13.). Ukupan broj pogrešno klasificiranih genotipova kandidata najveći je u ranijoj skupini kukuruza (FAO 400) i većina ih je na pozitivnoj strani tj. bolji su od kontrole tj. sorte standarda. Prostorni model je otkrio 157 hibrida kukuruza skupine FAO 400 koji su nadmašili kontrolu, ali ih RCBD model nije detektirao kao takve i 29 hibrida kukuruza koji su detektirani kao bolji od standarda prema RCBD modelu, ali ne i prema modelu prostorne analize. Najveći broj neusklađenih inferiornih genotipova kandidata uočen je u ozimoj pšenici. Prema prostornom modelu 41 sorta pšenice je lošija od standarda, ali ih RCBD model nije detektirao kao takve i 9 sorti su detektirani kao lošiji od standarda prema RCBD modelu, ali ne i prema modelu prostorne analize. Iako nije očit, omjer između neusklađenih superiornih i inferiornih genotipova kandidata pokazuje određenu sličnost s superiornim/inferiornim uzorkom u podudarnostima (što se može primijetiti na slici 12.).



Slika 11. Broj podudarnosti i nepodudarnosti po usjevu



Slika 12. Podjela podudarnih usporedbi – postotak genotipova kandidata koji su lošiji, jednaki ili bolji od standarda



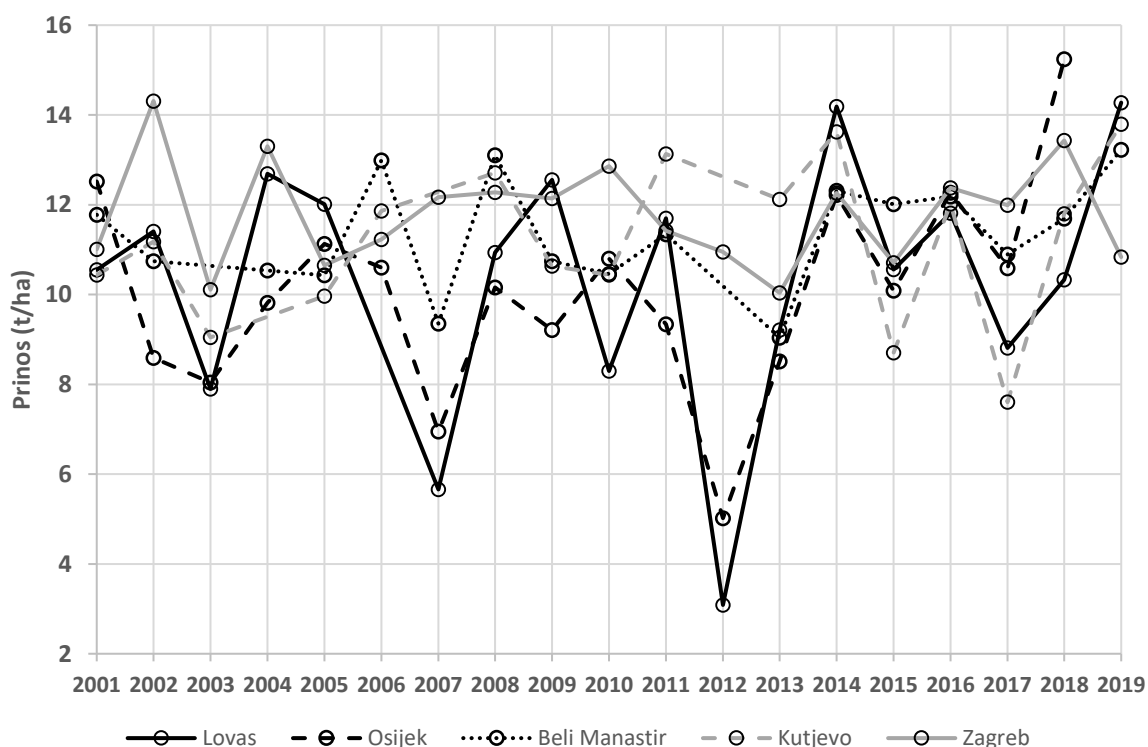
Slika 13. Broj usporedbi genotipova koji su bili bolji ili lošiji od standarda na temelju samo jedne od analiza

4.3. Izbor skupine zriobe kukuruza kao prilagodba klimatskim promjenama

4.3.1. Srednje vrijednosti prinosa VCU pokusa genotipova kukuruza različite skupine zriobe

U razdoblju od 2001. do 2019. vegetacijske godine u VCU pokusima skupine FAO 300 u najmanje prinosnoj 2012. godini na lokacijama Lovas i Osijek je ostvaren najmanji prinos zrna kukuruza 3,09 t/ha i 5,02 t/ha (Slika 14.), dok je najveći prinos ostvaren na lokaciji Osijek 15,24 t/ha u 2018. vegetacijskoj godini, koja je zajedno s 2014. i 2019. godinom i najviše prinosna godina.

Najveći raspon vrijednosti prosječnog prinosa zrna VCU pokusa kukuruza FAO 300 zabilježen je na lokacijama Lovas (3,09 t/ha – 14,27 t/ha) i Osijek (5,02 t/ha – 15,24 t/ha), a najmanji na lokacijama Beli Manastir (9,04 t/ha – 13,22 t/ha) i Zagreb (10,04 t/ha – 14,31 t/ha).

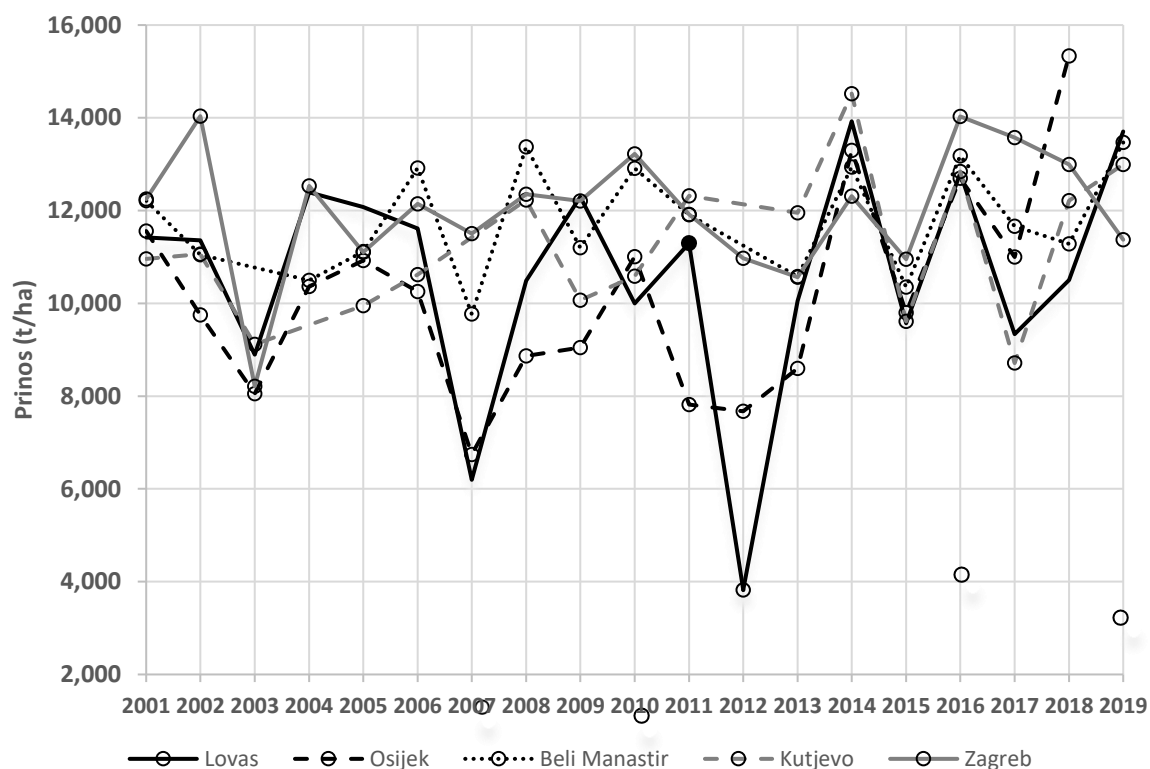


Slika 14. Srednje vrijednosti prinosa zrna (t/ha) VCU pokusa genotipova kukuruza FAO skupine 300 na pet lokacija u razdoblju od 2001. do 2019. vegetacijske godine

U VCU pokusima kukuruza skupine FAO 400 u razdoblju od 2001. do 2019. vegetacijske godine (Slika 15.) najmanji prinos ostvaren je na lokaciji Lovas 3,82 t/ha u najmanje prinosnoj

2012. godini i 6,19 t/ha u također manje prinornoj vegetacijskoj 2007. godini. Najveći ostvareni prinos zrna kukuruza ostvaren je u visokoprinosnim vegetacijskim godinama na lokaciji Osijek 15,33 t/ha u 2018. godini i na lokaciji Kutjevo u 2014. godini 14,52 t/ha.

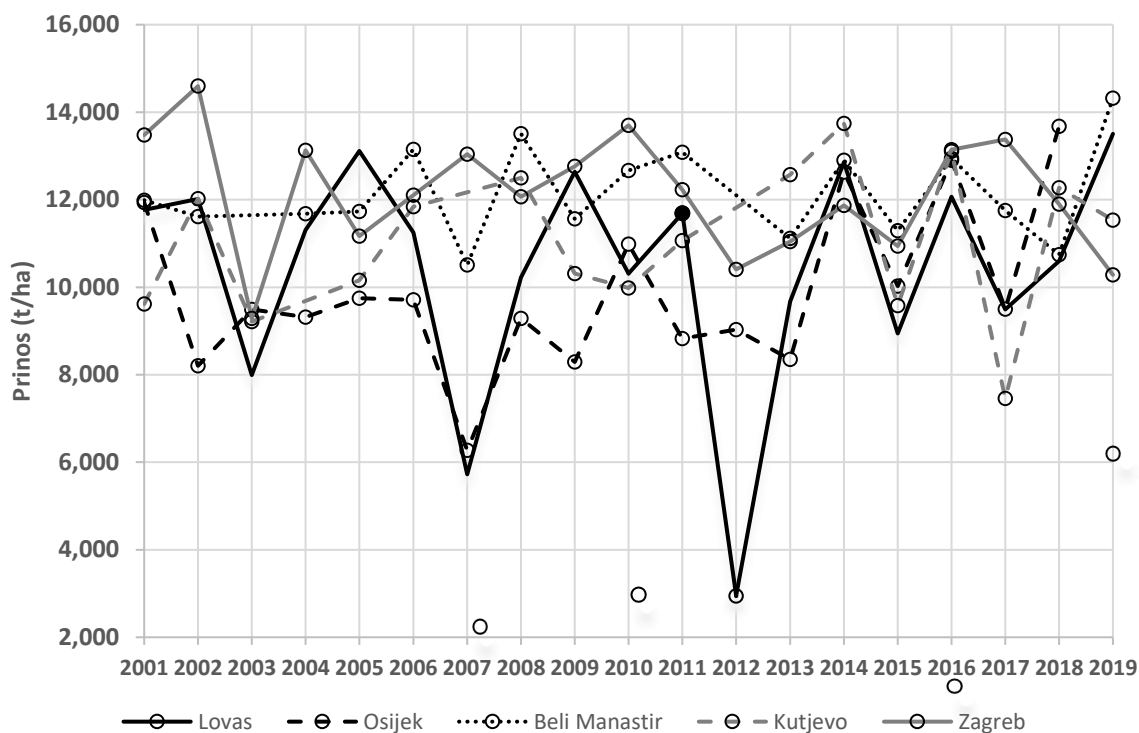
Prinos zrna kukuruza skupine *FAO* 400 je najviše varirao na lokacijama Lovas (3,82 t/ha – 13,92 t/ha) i Koprivnica (7,27 t/ha – 12,97 t/ha), a najmanje je varirao na lokacijama Beli Manastir (9,77 t/ha – 13,47 t/ha) i Zagreb (8,21 t/ha – 14,04 t/ha).



Slika 15. Srednje vrijednosti prinosa zrna (t/ha) *VCU* pokusa genotipova kukuruza *FAO* skupine 400 na pet lokacija u razdoblju od 2001. do 2019. vegetacijske godine

Izrazito najmanji prinosi zrna *VCU* pokusa kukuruza skupine *FAO* 500 u razdoblju od 2001. do 2019. vegetacijske godine (Slika 16.) ostvaren je na lokaciji Lovas u najmanje prinornoj 2012. vegetacijskoj godini (2,94 t/ha) i u slijedećoj najmanje prinornoj 2007. vegetacijskoj godini (5,73 t/ha). Najveći prinosi zrna kukuruza ostvareni su na lokaciji Zagreb (14,60 t/ha) u 2002. vegetacijskoj godini i lokaciji Beli Manastir (14,32 t/ha) u 2019. godini koja je među najprinosnijim vegetacijskim godinama.

Najveće variranje prinosa zrna *VCU* pokusa kukuruza skupine *FAO* 500 je na lokaciji Vukovar (2,94 t/ha – 13,50 t/ha) i na lokaciji Osijek (6,27 t/ha – 13,68 t/ha). Najmanje variranje prinosa je na lokacijama Beli Manastir (10,51 t/ha – 14,32 t/ha) i Zagreb (9,29 t/ha – 14,60 t/ha).

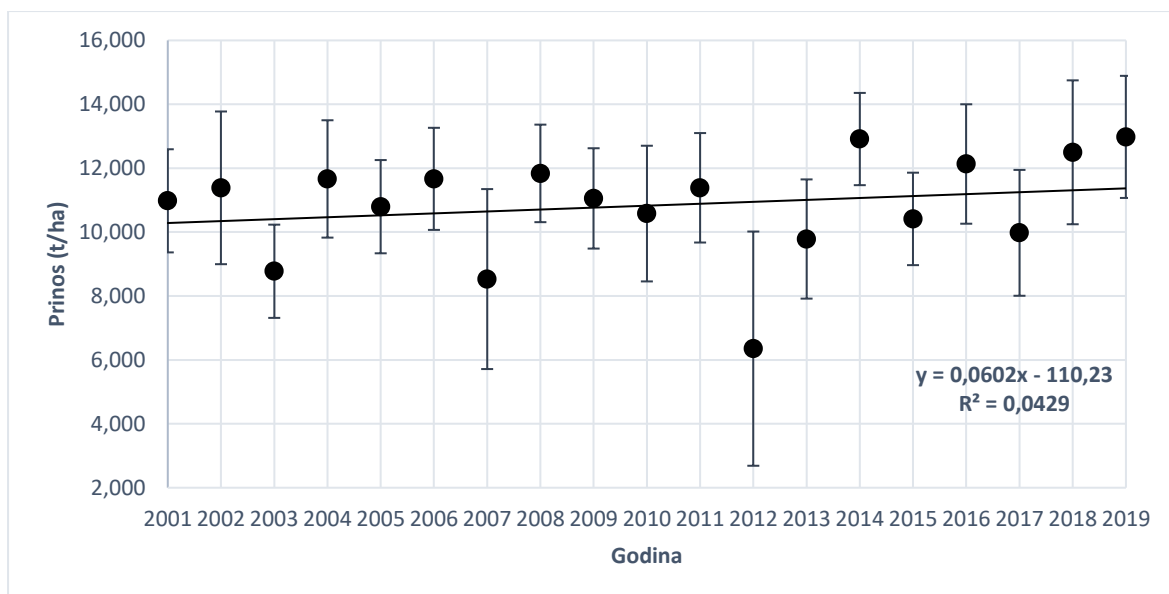


Slika 16. Srednje vrijednosti prinosa zrna (t/ha) VCU pokusa genotipova kukuruza FAO skupine 500 na pet lokacija u razdoblju od 2001. do 2019. vegetacijske godine

4.3.2. Trend prosječnog prinosa VCU pokusa genotipova kukuruza različitih skupina zriobe u razdoblju od 2001. do 2019. godine

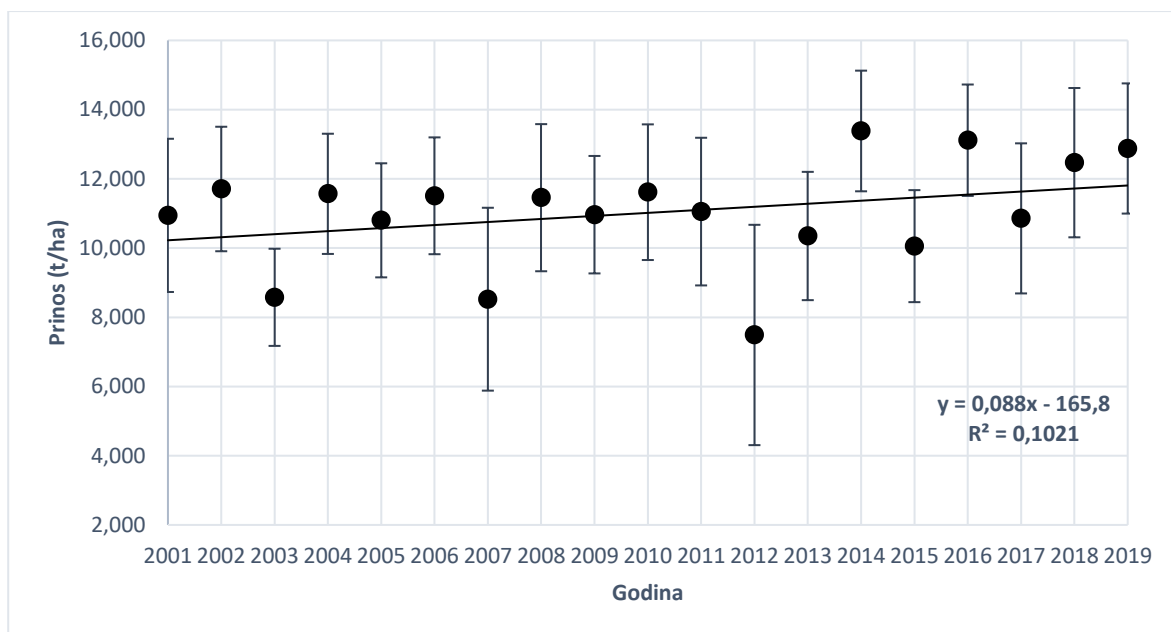
Trend prosječnog prinosa na području Hrvatske prikazan je kao prosječna srednja vrijednost zbog preglednosti, ali i zbog suma toplinskih jedinica koje su slične za pojedine lokacije unutar jedne godine.

Najviši prosječni godišnji prinos zrna VCU pokusa kukuruza skupine FAO 300 ostvaren je u 2019. vegetacijskoj godini 12,98 t/ha, a najniži 2012. vegetacijske godine (6,35 t/ha) uz najveću vrijednost standardne pogreške (3,67) (Slika 17.). Trend prosječnog godišnjeg prinosa zrna VCU pokusa kukuruza skupine FAO 300 je blago uzlazni i s niskom vrijednosti koeficijenta determinacije ($R^2 = 0,04$), što ukazuje da se zanemarivi dio ukupne varijabilnosti prinosa može objasniti ovim trendom (4 %).



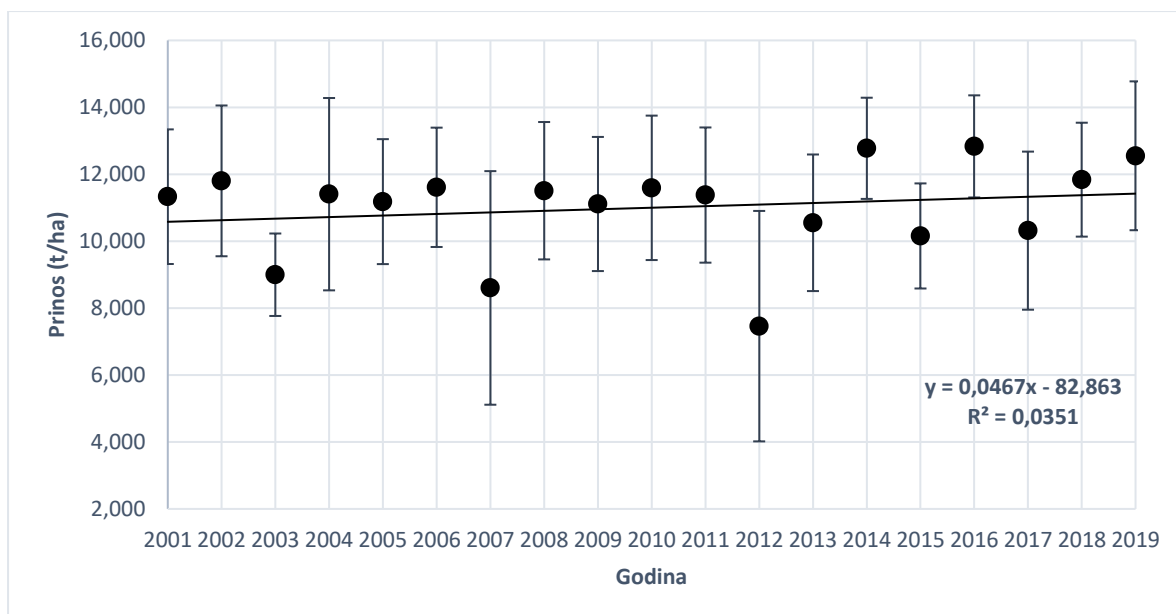
Slika 17. Trend prosječnog prinosa zrna s pripadajućim standardnim pogreškama za pojedinu godinu u VCU pokusima genotipova kukuruza FAO skupine 300 u razdoblju od 2001. do 2019. vegetacijske godine

U 2014. vegetacijskoj godini ostvaren je najviši prosječni godišnji prinos zrna VCU pokusa kukuruza skupine FAO 400 od 13,38 t/ha (Slika 18.), a najniži 2012. vegetacijske godine (7,49 t/ha) uz najveću vrijednost standardne pogreške (3,18). Trend prosječnog godišnjeg prinosa zrna VCU pokusa kukuruza skupine FAO 400 pokazuje povećanje prinosa za 0,088 t/ha svake naredne godine uz vrijednost koeficijenta determinacije $R^2 = 0,10$ odnosno 10 % ukupne varijabilnosti je objašnjeno trendom.



Slika 18. Trend prosječnog prinosa zrna s pripadajućim standardnim pogreškama za pojedinu godinu u VCU pokusima genotipova kukuruza FAO skupine 400 u razdoblju od 2001. do 2019. vegetacijske godine

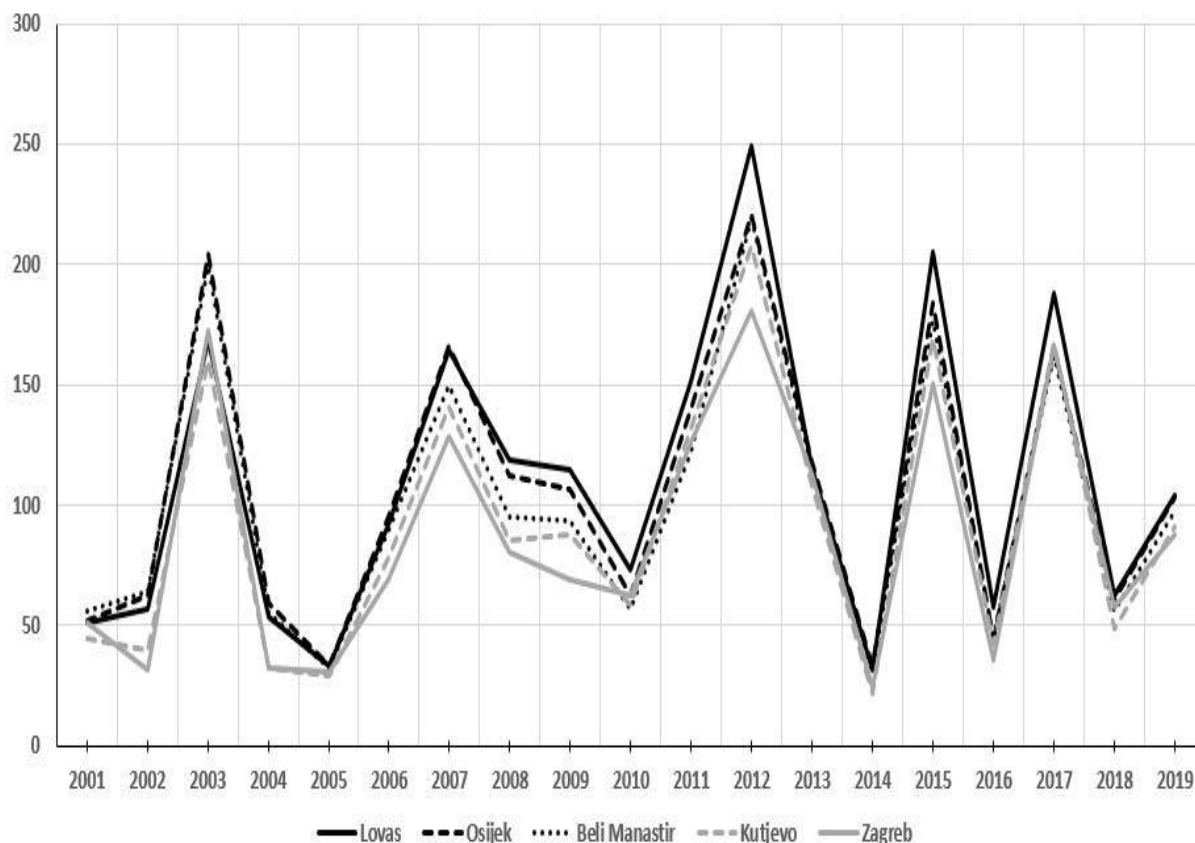
Najviši prosječni godišnji prinos zrna VCU pokusa kukuruza skupine FAO 500 (Slika 19.) je ostvaren u 2016. vegetacijskoj godini (12,83 t/ha), a najniži 2012. vegetacijske godine (7,46 t/ha). Trend prosječnog godišnjeg prinosa zrna VCU pokusa kukuruza skupine FAO 500 je blago uzlazni i s niskom vrijednosti koeficijenta determinacije ($R^2 = 0,04$), što ukazuje da se zanemarivi dio ukupne varijabilnosti prinosa može objasniti ovim trendom (4 %).



Slika 19. Trend prosječnog prinosa zrna sa standardnim pogreškama za pojedinu godinu u VCU pokusima genotipova kukuruza *FAO* skupine 500 u razdoblju od 2001. do 2019. vegetacijske godine

4.3.3. Sume stresnih toplinskih jedinica

Vrijednosti sume stresnih toplinskih jedinica znatno su varirale tijekom razdoblja od dva desetljeća u rasponu od oko 21,7 u 2014. vegetacijskoj godini na lokaciji Kutjevo do 249,3 u 2012. vegetacijskoj godini za lokaciju Lovas (Slika 20.). Općenito, vrijednosti sume stresnih toplinskih jedinica (SDD vrijednosti) bile su slične u pojedinim godinama na svih pet lokacija, osim u 2003. vegetacijskoj godini, u razdoblju od 2007. do 2009. vegetacijske godine i u 2012. i 2014. vegetacijskoj godini kada su SDD vrijednosti donekle odstupale. Međutim, vrijednosti SDD bile su dosljedno više na lokacijama istočne Hrvatske od onih u zapadnoj Hrvatskoj: na lokacijama Osijek i Beli Manastir u 2003. vegetacijskoj godini (204,2 i 199,8) i Lovas u 2012., 2015. i 2017. vegetacijskoj godini (249,3; 205 i 188,2) koje su bile s izrazito visokim temperaturama zraka iznad 30 °C.



Slika 20. Sume stresnih toplinskih jedinica za pet lokacija u kontinentalnoj Hrvatskoj u razdoblju od 2001. do 2019. godine.

4.3.4 Regresije srednjih vrijednosti prinosa i sume stresnih toplinskih jedinica

Regresijska analiza je uglavnom detektirala statistički značajne negativne koeficijente regresije srednjih vrijednosti prinosa i sume stresnih toplinskih jedinica (Tablica 24). Izuzetak su bili koeficijenti regresije na lokaciji Beli Manastir za sve *FAO* skupine kukuruza i na lokaciji Kutjevo za skupinu *FAO 300* koji nisu ukazivali na utjecaj sume stresnih toplinskih jedinica na prosječni prinos zrna kukuruza. S druge strane, nema razlike među procjenama koeficijenta regresije po skupinama zriobe.

Tablica 24. Regresijski koeficijenti prosječnih godišnjih prinosa kukuruza različitih skupina zriobe i sume toplinskih jedinica procijenjeni jednostavnim linearnim modelom

Lokacija	Skupina zriobe	Koeficijent	Procjena	SE	t	$p > t$
Lovas	FAO 300	a	13,64	1,04	13,12	< 0,01
		b	-0,03	0,01	-3,65	< 0,01
	FAO 400	a	13,94	0,76	18,36	< 0,01
		b	-0,03	0,01	-5,00	< 0,01
	FAO 500	a	14,05	0,80	17,54	< 0,01
		b	-0,03	0,01	-5,17	< 0,01
Osijek	FAO 300	a	12,90	0,82	15,78	< 0,01
		b	-0,03	0,01	-3,97	< 0,01
	FAO 400	a	12,81	0,79	16,29	< 0,01
		b	-0,02	0,01	-3,85	< 0,01
	FAO 500	a	11,64	0,80	14,53	< 0,01
		b	-0,02	0,01	-2,49	0,02
Beli Manastir	FAO 300	a	11,70	0,69	16,94	< 0,01
		b	0,00	0,01	-0,57	0,58
	FAO 400	a	12,69	0,62	20,56	< 0,01
		b	-0,01	0,01	-1,62	0,13
	FAO 500	a	12,61	0,58	21,72	< 0,01
		b	-0,01	0,01	-0,88	0,39
Kutjevo	FAO 300	a	12,66	0,82	15,35	< 0,01
		b	-0,02	0,01	-2,04	0,06
	FAO 400	a	12,69	0,70	18,02	< 0,01
		b	-0,02	0,01	-2,37	0,03
	FAO 500	a	12,76	0,71	17,90	< 0,01
		b	-0,02	0,01	-2,73	0,02
Zagreb	FAO 300	a	12,83	0,47	27,44	< 0,01
		b	-0,01	0,00	-2,56	0,02
	FAO 400	a	13,29	0,54	24,75	< 0,01
		b	-0,01	0,01	-2,75	0,01
	FAO 500	a	13,26	0,56	23,84	< 0,01
		b	-0,01	0,01	-2,34	0,03

a – Slobodni član (sjecište regresijskog pravca i ordinatne osi (*intercept*))

b – Regresijski koeficijent

SE – standardna pogreška

5. RASPRAVA

5.1. Komponente fenotipske varijance prinosa u *VCU* pokusima

Pri analizi velikih neuravnoteženih skupova podataka koji su generirani kombiniranjem rezultata pokusa tijekom dužih razdoblja postoje dvije velike poteškoće. Prva je poteškoća korištenje značajnog računalnog vremena i resursa, a druga je nazočnost ili postojanje vremenskih trendova što rezultira pristranim procjenama komponenti varijance prinosa genotipa (G) i godine (Y). Baveći se ovim problemom, Laidig i sur. (2008) su koristili strategiju podjele podataka višegodišnjih njemačkih *VCU* pokusa na dvogodišnja odnosno trogodišnja razdoblja koja se preklapaju uz analizu svakog razdoblja zasebno. Osim korištenja manjih skupova podataka koji su računalno manje zahtjevni, ovaj pristup također pruža jednostavno rješenje za problem pristranosti uzrokovane vremenskim trendovima. Problem pristranosti uzrokovan vremenskim trendovima Mackay i sur. (2011) su riješili dvostupanjskim procesom analize u kojem su najprije genotipove i godine tretirali kao fiksne učinke, a interakciju genotipova i godine kao i lokacije unutar godine tretirali kao slučajne učinke. Vremenski trendovi su zatim ispitani u drugoj fazi analizom linearne regresije procijenjenih srednjih vrijednosti genotipa i prosječne godišnje vrijednosti pokusa u kalendarskoj godini ulaska sorte u ispitivanje. Pri analizi podataka Laidig i sur. (2008) i Mackay i sur. (2011) su koristili prosječnu vrijednost sorte po lokaciji, a u ovom istraživanju su korišteni izvorni podaci pokusa odnosno podaci četiri repeticije.

Prvotna namjera za rad bila je korištenje strategije podjele podataka na razdoblja od dvije do tri godine (Laidig i sur., 2008), no nakon dovršetka analize za jednu kulturu uvidjela se izvodivost analize za kompletne desetogodišnje skupove podataka.

Omjer između veličine skupova podataka hrvatskih sortnih pokusa i broja lokacija u odnosu na njemačke i britanske skupove podataka je 5 – 6 : 1, što odražava približno isti omjer između veličina dvaju zemalja. Omjer broja godina ispitivanja sorte između britanskih i hrvatskih pokusa je sličan. Nakon dovršetka analize za prvu kulturu korištenjem kompletnog i podijeljenog skupa podataka, nisu uočene značajne razlike između procjena desetogodišnjih skupova podataka i prosjeka trogodišnjih skupova podataka, kao ni vremenskih trendova u komponentama varijance genotipa (G) i godine (Y). Stoga je odlučeno koristiti strategiju analize desetogodišnjih skupova podataka bez korekcije vremenskih trendova.

Rezultati provedenih istraživanja su pokazali sličnost rezultata relativne veličine komponenti varijance dobivenim rezultatima u istraživanjima Talbota (1984), Laidiga i sur. (2008) i Meyera i sur. (2011). Procijenjena komponenta varijance za učinak genotipa u navedenom istraživanju

je tri puta veća u odnosu na vrijednosti koje su predstavljene u radu Talbota (1984) za ozimu pšenicu i tristo trideset pet puta za šećernu repu. Međutim za ozimi ječam i za uljanu repicu vrijednosti u ovom radu su iznosile 46 % i 16 % u odnosu na vrijednosti Talbota (1984). Komponenta varijance lokacije u ovom radu je za ozimu pšenicu iznosila 346 %, a za ozimi ječam 219 % u odnosu na vrijednosti Talbota (1984), za uljanu repicu 14 %, dok kod šećerne repe u istraživanju je procijenjena vrijednost bila 0. Što se tiče okolišnih učinaka vrijednosti procijenjenih komponenti su bile više puta veće od vrijednosti prikazanih u radu Talbota (1984), osim kod uljane repice gdje su vrijednosti bile manje i iznosile 35 % do 71 % vrijednosti u navedenom radu.

Koeficijent varijacije genotipa (G) za ozimu pšenicu u ovom istraživanju iznosio je 7,34 i bio je skoro dvostruko veći od procijenjenih vrijednosti koeficijenta varijacije u njemačkim sortnim pokusima koji je iznosio 4,2 u ispitivanjima Laidiga i sur. (2008) i 4,5 u ispitivanjima Meyera i sur. (2011), ali manji u odnosu na ispitivanja Utza i Laidiga (1989) koji su izvjestili o koeficijentu varijacije u iznosu od 9,2. U ovom istraživanju koeficijenti varijacije genotipa za kukuruz *FAO 300* i *FAO 400* su iznosili 5,45 i 5,46, a u ispitivanjima Laidiga i sur. (2008) su iznosili 4,1 i 4,0 i Meyera i sur. (2011) 4,0 i 3,8. U odnosu na ispitivanja Utza i Laidiga (1989) gdje su koeficijenti varijacije genotipa za kukuruz *FAO 300* i *FAO 400* bili 10,8 i 12,3 koeficijenti varijacije u ovom istraživanju su manji. Za suncokret koeficijent varijacije genotipa je u ovom istraživanju iznosio 8,31, dok je u ispitivanjima Laidiga i sur. (2008) i Meyera i sur. (2011) iznosio 6,0 odnosno 5,7. Koeficijenti varijacije genotipa kod ostalih kultura su u ovom istraživanju bili sličnih vrijednosti kao i u ispitivanjima Laidiga (2008) i Meyera (2011). Koeficijenti varijacije genotipa za uljanu repicu i šećernu repu su u ovom istraživanju iznosili 62,78 % odnosno 31,63 % vrijednosti istoga koeficijenta u istraživanju Utza i Laidiga (1989).

Koeficijenti varijacije lokacije (L) za ispitivane kulture u ovom istraživanju su bile na razini ispitivanja Laidiga i sur. (2008) i Meyera i sur. (2011), osim za kukuruz *FAO 300* i *FAO 400* čije su vrijednosti bile niže nego u navedenim ispitivanjima (za kukuruz *FAO 300* skoro dvostruko manja vrijednost). Za suncokret i šećernu repu u ispitivanjima ovog rada koeficijent varijacije lokacije nije detektiran (0,0) i relativno mala komponenta varijacije lokacije za suncokret i šećernu repu može se objasniti znatno manjim uzgojnim područjem za ove dvije kulture, pri čemu su pokusna mjesta na relativno maloj udaljenosti.

Koeficijenti varijacije godine (Y) za ozimi ječam, kukuruz *FAO 300* i kukuruz *FAO 400* su u ovom istraživanju bili dvostruko veći u odnosu na ispitivanja Laidiga i sur. (2008) i Meyera i sur. (2011). U ovom istraživanju koeficijent varijacije godine je dominantan izvor varijabilnosti za suncokret, šećernu repu i uljanu repicu i 2,4 puta do 3,35 puta je veći u odnosu na vrijednosti prikazane u radovima Laidiga i sur. (2008) i Meyera i sur. (2011).

Koeficijent varijacije interakcije lokacije i godine ($L \times Y$) je dominantan izvor varijabilnosti u ovom istraživanju za strna žita i kukuruz i također ima veće vrijednosti nego u ispitivanjima Laidiga i sur. (2008) i Meyera i sur. (2011). U ovim ispitivanjima za ozimu pšenicu iznosio je 185,65 % vrijednosti Meyera, za ozimi ječam 172,86 %, za kukuruz *FAO 300* 168,36 %, za kukuruz *FAO 400* 129 % i za kukuruz *FAO 500* 158,38 %.

U njemačkim sortnim pokusima je primjetan obrazac redoslijeda izvora varijabilnosti po vrijednostima koeficijenta varijacije u skupinama usjeva. Kod strnih žita, uljarica i šećerne repe dominantan je izvor varijabilnosti interakcija lokacije i godine, potom lokacije i zatim godine, dok je kod kukuruza dominantan izvor varijabilnosti lokacija, potom interakcija lokacije i godine i zatim godine (Laidig i sur., 2008; Meyer i sur., 2011). U hrvatskim sortnim pokusima ne postoji sličan obrazac redoslijeda izvora varijabilnosti s njemačkim i britanskim pokusima.

Sličan obrazac uočen je za dominantni izvor varijabilnosti $L \times Y$, koji je u ovom istraživanju bio znatno veći za kukuruz i žitarice u odnosu na uljarice i šećernu repu. Isto vrijedi i za najveći učinak Y u uljaricama i šećernoj repi. Kulture gdje su u proizvodnji zastupljeni hibridi općenito su manje stabilne, što rezultira većim okolišnim komponentama varijance (L , Y i $L \times Y$). To bi moglo biti moguće objašnjenje za povećanje okolišnih komponenti varijance za ozimu uljanu repicu, zbog preferiranja uzgoja hibrida umjesto konvencionalnih sorti. Tijekom razdoblja ispitivanja u Hrvatskoj su se dogodile dvije teške suše (2003. i 2007.) koje su smanjile prinose kukuruza. Suše su jače djelovale na skupinu kukuruza *FAO 300* i *FAO 400* što bi moglo biti mogući uzrok njihove veće komponente Y . S druge strane, isti se argument vjerojatno ne može koristiti za objašnjenje odnosa među skupinama za druge komponente, jer kasnu skupinu karakteriziraju viši učinci L i G , dok su omjeri između skupina za komponente G i $G \times L$ inverzni, a isto vrijedi i za Y i $G \times Y$. Ipak, unatoč širem rasponu okoliša obuhvaćenih studijom Meyera i sur. (2011) u Njemačkoj, razlike između procjena komponente varijance iz dvije serije (Njemačka i Hrvatska) nisu velike. To ukazuje da kombinacije godine i lokacije unutar Hrvatske, ako su dovoljno široko uzorkovane, mogu pružiti jednako ekstremne raznolike odgovore kao geografski raspršeniji skup *VCU* pokusa u Njemačkoj ili Velikoj Britaniji.

Skupine usjeva žitarica, kukuruza, uljarica i šećerne repe bile su prilično homogene, generirajući slične procjene unutar skupine. Štoviše, osim učinaka okoliša (L , Y i $L \times Y$), varijabilnost svih ostalih komponenti varijance tj. interakcija koje su sadržavale učinak genotipa ($G \times L$; $G \times Y$; $G \times L \times Y$) i ostatak nisu se značajno razlikovali među skupinama usjeva za razliku od podataka istraživanja Utza i Laidiga (1989) gdje je koeficijent varijacije interakcije $G \times L \times Y$ kod žitarica bio 2 puta veći u odnosu na uljanu repicu i 5 puta veći u odnosu na šećernu repu. Učinci okoliša, uključujući sezonske varijacije (Y i $L \times Y$) uvijek su bili dominantni, ali varirali među skupinama. Sezonske varijacije Y i $L \times Y$ bile su znatno veće

od varijacije L, otkrivajući obrazac tipičan za većinu hrvatskih VCU podataka. Usporedive rezultate predstavili su Smith i sur. (2001) u Australiji u pokusima pšenice provedenih u šest uzgojnih područja (regija – R) gdje je dominantni udio izvora varijabilnosti prinosa interakcija $G \times Y \times R \times L$ s 24,7 %, potom interakcija $G \times Y \times R$ 9,1 %, a onda slijede interakcije $G \times Y$ (7,8 %), interakcija $Y \times R$ (4,8 %) i na kraju interakcija $G \times R \times L$ s 2,4 % udjela. Međutim Meyer i sur. (2011) su pokazali da je varijacija lokacije relativno važnija u njemačkim VCU ispitivanjima, dok je varijacija godine priličito heterogena u svim skupinama usjeva.

Heritabilnost u provedenim ispitivanjima u odnosu na ispitivanja Utza i Laidiga (1989) je bila veća za ozimu pšenicu (10,7 %) i rani kukuruz (10,6 %), a manja za ozimi ječam (25,6 %), kasni kukuruz (20,8 %) i uljanu repicu (22,6 %), dok je za šećernu repu bila na istoj razini. Heritabilnost za biljne vrste u ovom istraživanju se kretala od 0,64 za ozimi ječam do 0,96 za suncokret i za većinu vrsta (5 od 8) je bila iznad 0,90.

5.2. Učinkovitost dizajna poljskih pokusa i primjena *postblockinga*

Patterson i Hunter (1983.) su osmislili *postblocking* kako bi pronašli optimalnu veličinu nepotpunog bloka za *IBD* odnosno alfa dizajn, primjenom prosječnog kvadrata (varijance) pogreške tijekom niza ispitivanja kako bi se razvilo pravilo pogreške za predviđanje učinkovitosti ispitivanja (za danu veličinu bloka). Ainsley i sur. (1987) su predložili uporabu *postblockinga* i za predviđanje potencijalnog povećanja učinkovitosti ispitivanja koje bi se moglo postići primjenom *IBD*-a umjesto *RCBD*-a. Ainsley (1985) je primijenila model *IBD*-a uz uporabu *postblockinga* na skupove podataka *DUS* ispitivanja sorti višegodišnjeg ljulja u cilju predviđanja potencijalnog povećanja učinkovitosti ispitivanja. U oba slučaja, ova originalna tehnika *postblockinga* korištena je za razvoj (prostornog) modela za procjenu potencijalnog dobitka učinkovitosti dizajna pokusa koji bi se općenito mogao postići korištenjem *IBD*-a veličine bloka k umjesto *RCBD*-a. Patterson i Hunter (1983) su zaključili da *postblocking* nije valjan za predviđanje povećanja učinkovitosti u pojedinačnom ispitivanju što potvrđuju i rezultati ovoga istraživanja, jer kada se promatra cijela distribucija *postblocking* varijanci pogrešaka *IBD*-a umjesto samo njezinog prosjeka, jedna trećina njih bila je veća od *RCBD* varijanci pogrešaka.

Rezultati ovoga istraživanja učinkovitosti *IBD*-a primjenom *postblocking* metode na svih 607 podskupova u različitim kulturama pokazuju u približno jednoj trećini podskupova veću procjenu varijance pogreške u odnosu na varijance pogreške *RCBD*-a, što je u skladu s rezultatima istraživanja Cullisa i Gleesona (1989) u Australiji za pokuse pšenice u državi New South Wales, ali se razlikuju od rezultata u Queenslandu gdje je oko 10 % pokusa imalo

učinkovitiji *RCBD*. Većina preostalih procjena pogreške nakon primjene *postblockinga* se u ovom istraživanju nalazila u intervalu između dvije granične točke, od jednake do polovice veličine varijance pogreške *RCBD*-a. U ovom istraživanju je bilo nekoliko pokusa sa smanjenjem pogreške od 4 do 5 puta, dok u istraživanju Cullisa i Gleesona (1989) nema zabilježenih pokusa s takvom učinkovitošću.

Sve naknadne primjene *postblockinga* (Zhao i sur., 1998; Qiao i sur., 2000; Silva i sur., 2016; Xing i sur. 2017) imale su za cilj predviđanje specifičnog povećanja učinkovitosti za pojedinačna ispitivanja; posljedično, morali su koristiti drugačiju tehniku *postblockinga*: jednostavan pristup koji se temelji na jednom postavljenom *IBD* rasporedu. Ovaj pristup zahtijevao je djeljivost veličine pokusa v s veličinom bloka k , a zbog ovog ograničenja obično je uključivao mali broj ispitivanja (ili više osobina unutar jednog ispitivanja).

Ovo ispitivanje istražuje mogućnost proširenja uporabe tog jednostavnog pristupa na slučajeve u kojima veličina pokusa v nije djeljiva s veličinom bloka k . Predloženi alternativni *postblocking* koristi dvije veličine bloka što dovodi do više rješenja, tj. postoje brojni različiti rasporedi (veličine nepotpunih blokova) koji se mogu primijeniti na originalni dizajn. Od svih mogućih rasporeda odabrana su dva za daljnje usporedbe: oni s prosječnom (medijana) i maksimalnom učinkovitošću. U usporedbi s izvornom metodom *postblockinga*, relativno slične stope smanjenja pogreške postignute su u rasporedu medijana učinkovitosti, kao i u slučajevima s jedinstvenim rješenjem (savršen raspored).

Sposobnost *postblockinga* za predviđanje povećanja učinkovitosti može se ocijeniti usporedbom sa stvarnim dobicima dobivenim u ispitivanjima postavljenim kao *IBD*. Postoji nekoliko čimbenika koji utječu na učinkovitost *IBD*-a, uključujući veličinu pokusa (broj ispitivanih sorti), veličinu blokova (ponavljanja) i varijabilnost ispitivanja.

Najveću prosječnu učinkovitost od 1,47 naveli su Robinson i sur. (1988) za preko 129 pokusa sa 100 linija jarog ječma, postavljenih na malim parcelama različitih veličina ($\approx 5 \text{ m}^2$). Tek nešto nižu vrijednost od 1,43 naveli su Patterson i Hunter (1983) u 244 pokusa žitarica s 11-77 genotipova, postavljenih na velikim parcelama od 40-50 m^2 . Pokusi s velikim brojem genotipova (90-152) i srednjom veličinom parcele (15 m^2) daju sličnu učinkovitost u 57 pokusa šećerne repe opisanih u istraživanju Zhao i sur. (1998). Ista veličina parcele u kombinaciji s manjim brojem genotipova u ispitivanju (27-48) rezultirala je smanjenom prosječnom učinkovitošću od 1,28 u 25 pokusa pšenice u studiji koju je proveo Pilarczyk (2009). Kada se i pokus i veličina parcele smanje na 24 odnosno 4,5 m^2 , tada prosječna učinkovitost također pada na 1,16, kao što je izvijestio Yau (1997), koji je analizirao 714 pokusa pšenice i ječma.

U svim prethodno citiranim referencama učinkovitost je izražena kao omjer varijanci pogrešaka, osim Yaua (1997) koji koristi omjer standardnih pogrešaka, pa je vrijednost koju

je naveo kvadrirana. Omjer standardnih pogrešaka također su koristili Qiao i sur. (2000), koji je izvijestio o prosječnoj učinkovitosti od 1,35 (kvadratna vrijednost) za 33 pokusa pšenice nepoznate veličine parcele i pokusa. Prosječna učinkovitost i veličina pokusa za pšenicu (1,001 – 1,197) i ječam (1,019 – 1,226) u ovom istraživanju najbliži su rezultatima Yau (1997), iako je veličina parcele u ovom istraživanju bila dvostruko veća (10 m²).

Ukupna prosječna učinkovitost utvrđena u ovom istraživanju je blizu vrijednosti od 1,05-1,06 (žitarice-nežitarice) postignutih u ranijem istraživanju na sličnom skupu usjeva iz hrvatskih sortnih pokusa (Gunjača i sur., 2005). Odnos između veličine pokusa (podskupine) i učinkovitosti u ovom istraživanju nije tako očit, bilo zato što je raspon veličina pokusa premali ili zbog učinaka specifičnih za usjeve.

Primjenom metoda prostorne analize, modeliranjem korelacije između pogrešaka na parcelama (pokusnim jedinicama), ostvarujemo lokalnu kontrolu varijabilnosti (Gunjača, 2023). Uporaba prostorne analize u analizi poljskih pokusa potječe od Papadikisa (1937) i njegove metode najbližih susjeda. Bartlett (1987) zauzima oprezan stav prema metodama prostorne analize i smatra ih pomoćnim tehnikama koji mogu biti korisni za poboljšanje točnosti u pokusima koji su, gledajući unatrag, vjerojatno mogli biti bolje dizajnirani. Wilkinson i sur. (1983) smatraju da se dizajni pokusa s velikim brojem sorti trebaju osmisliti uzimajući u obzir i mogućnost primjene metode najbližih susjeda; uz usporedbu metode najbližih susjeda s najboljim dostupnim klasičnim dizajnom i analizom na istom broju parcela. Williams (1986) zauzima intermedijalni stav odnosno kombinira klasične generirane *lattice* dizajne s analizom najbližih susjeda kroz metodu najmanjih kvadrata. Prema Besagu i Kemptonu (1986) zabrinjavajuće je da se pokusi provode primjenom dizajna slabe učinkovitosti, posebno zbog sve ekstremnijih klimatskih uvjeta koji uvjetuju ozbiljne lokalne fluktuacije u plodnosti.

U četiri australske savezne države aritmetičke sredine učinkovitosti prostorne analize i *IBD* analize u odnosu na *RCBD* analizu iznose 1,73 i 1,50 što odgovara smanjenju prosječne pogreške razlike između sorata 42 % odnosno 33 % (Cullis i Gleeson, 1989). Isti autori ističu da su pri korištenju uskih i dugih parcela u pokusima niži dobici učinkovitost prostorne analize zbog međusobne konkurencije biljaka. S obzirom da se u sortnim pokusima procjenjuje potencijal sorte rubni učinak u pokusima djeluje kao strani izvor varijacija. Stoga se kao razumna mjera predostrožnosti za takve pokuse predlaže primjena parcela dovoljno širokih odnosno dovoljno razmaknutih kako bi se izbjegao rubni učinak tj. učinak tretiranja sa susjedne parcele. U pokusima gdje su parcele bile najduže, srednja učinkovitost prostorne analize (i *IBD-a*) je bila najmanja. U pokusima s kraćim parcelama srednja učinkovitost prostorne analize je bila veća. Takav učinak je razumljiv jer duge parcele pokrivaju veći dio

dijela varijacije polja što dovodi do smanjenja korelacije između susjednih parcela. Stoga je veća potreba za prostornom analizom i dobit od nje u pokusima s kratkim parcelama.

Rezultati u ovom radu ukazuju da je u prosjeku prostorna analiza superiornija od *postblockinga*, osim u najboljem scenariju koji uključuje rasporede maksimalne učinkovitosti. Međutim, za svaki pojedinačni podskup učinkovitost dvaju modela mogla bi se uvelike razlikovati, što ukazuje da *postblocking* i prostorna analiza bilježe različite trendove. To potvrđuje zaključak Qiao i sur. (2000) kako je u potrazi za preferiranim modelom, potrebno uzeti u obzir informacije o dizajnu i prostornu prilagodbu trendova. U njihovom istraživanju i učinkovitiji dizajni i prostorne analize su značajno poboljšali učinkovitost u odnosu na *RCBD* s tim da je preferirani model (koji je kombinirao podatke o dizajnu i prostorne trendove) davao prosječnu relativnu učinkovitost od 138 % u sva 33 pokusa pšenice. Isti autori su pokazali da se veća učinkovitost prostornih modela odražava na veći postotak neslaganja s *RCBD* u odabranom skupu najboljih genotipova: do 15 % za prostorni model i do 10 % za *IBD*, ovisno o intenzitetu odabira.

U hrvatskim sortnim pokusima prihvaćaju se nove sorte ako značajno nadmašuju kontrolu, umjesto da budu uvrštene u određeni postotak najboljih. Stoga je ovo istraživanje procijenilo razinu lažno pozitivnih i lažno negativnih genotipova uspoređujući rezultate višestrukih usporedbi na temelju *RCBD*-a i prostornog modela. Istraživanje je dalo konzervativnu procjenu od 5 % ili manje nepodudarnosti između dva modela, što ukazuje na to da je strategija pokusne podskupine imala određeni učinak na smanjenje neslaganja u odabiru sorti između modela. Ovo je bila samo konzervativna procjena, jer je korištena Bonferronijeva prilagodba koja je bila kompromisno rješenje između procjene bez prilagodbe (nijedna prilagodba se ne primjenjuje u službenim izvješćima) i ispravnog postupka za višestruke usporedbe s više od jedne kontrole (Spurrier i Solorzano, 2004).

Unatoč naizgled obećavajućem potencijalu za predviđanje mogućeg povećanja učinkovitosti koji bi se mogao postići zamjenom originalnog slučajnog bloknoog rasporeda (*RCBD*) s *IBD*-om, postoji samo nekoliko primjera uporabe *postblockinga* u tu svrhu. Bez obzira na primijenjenu tehniku, *postblocking* je naporan postupak koji tijekom velikog broja ispitivanja daje prosječne procjene učinkovitosti slične onima dobivenim u ispitivanjima koja su izvorno postavljena kao *IBD*. Prostorna analiza bilježi različite trendove na terenu, postižući višu prosječnu učinkovitost. Niža učinkovitost potpunih blok dizajna može se ublažiti podskupom sorti kandidata, ako je ova strategija pristupačna, jer bi dodavanje dodatnih parcela za kontrole povećalo troškove pokusa.

5.3. Izbor skupine zriobe kukuruza kao prilagodba klimatskim promjenama

Za poljoprivredne proizvođače odabir sorti ili hibrida poljoprivrednog bilja za uzgoj je jedna od najvažnijih odluka koje donose svake godine. Kod uzgoja kukuruza presudni čimbenici koje treba riješiti su potencijal prinosa zrna, zajedno s relativnom zrelošću hibrida. Relativna zrelost hibrida, tj. trajanje biljnog (vegetacijskog) ciklusa postaje sve važnije u kontekstu klimatskih promjena kako bi se maksimizirao prinos, pri čemu bi poljoprivrednici trebali kontinuirano prilagođavati dužinu vegetacije kukuruza i datume sadnje različitim uvjetima okoliša (Parent i sur., 2018).

Procjenom komponenti varijance i analizom njihove veličine, moguće je razdvojiti složenost interakcije genotipa s okolišem. Ovo je važno za planiranje *VCU* eksperimenata za određivanje optimalne raspodjele resursa (Moro i sur., 1989; Laidig i sur. 2008), posebice u velikim područjima gdje postoje različiti klimatski i geografski uvjeti s različitim trajanjem ciklusa. U Indiji (Kleinknecht i sur., 2013) ispitane komponente varijance za sve učinke i u istraživanju bile su prilično slične za sve ispitivane skupine zrelosti kukuruza (vrlo rani, rani, srednje i kasni).

U *VCU* pokusima provedenim u ovom istraživanju gdje geografski uvjeti nisu bili značajno različiti, najveća procijenjena komponenta varijance bila je $L \times Y$ interakcija za sve tri skupine zrelosti. U skupinama zrelosti *FAO* 300 i 400 slijedi znatno niži udio učinka *G*, dok je u skupini *FAO* 500 sljedeća komponenta varijance po veličini učinak *L*. U njemačkim *VCU* ispitivanjima kukuruza (Laidig i sur., 2008), prevladavajuća varijanca za prinos zrna bila je učinak *L*, praćenog učincima interakcije $L \times Y$ i *G* u sve tri (rana, srednja, kasna) skupine zrelosti. Prikazani su usporedivi rezultati za ispitivanja prinosa kukuruza provedena u afričkom (Sallah i sur., 2004; Haruna i sur., 2017) i azijskom okruženju (Shojaei i sur., 2021).

U ispitivanjima prinosa skupina kasnog sazrijevanja (*FAO* 500, 600 i 700) u različitim okolišima u Grčkoj (Katsenios i sur., 2021) najveći postotak varijacije prinosa objašnjen je učinkom okoliša (68,89 %) uz uporabu jednostavnog dvosmjernog $G \times E$ modela bez odvajanja učinaka *L* i *Y*, pri čemu je udio *G* učinka bio 3,95 %. U provedenoj studiji, udio varijance objašnjen genotipom bio je u prosjeku 8,82 % u usporedbi s 11,56 % u prethodnom istraživanju (Zorić i sur., 2016) i 6,65 % dobivenim iz njemačkih *VCU* ispitivanja (Laidig i sur., 2008).

Tijekom dužih razdoblja u *VCU* pokusima očekuju se povećanja prinosa (kao i poboljšanja drugih važnih gospodarskih svojstava) zbog trenda poboljšanja novih sorata kroz programe oplemenjivanja (Laidig i sur., 2014, Zorić i sur., 2016). Međutim, u ovom istraživanju nije

primijećeno značajno povećanje prinosa ni za jednu od skupina zrelosti. Štoviše, vrijednosti koeficijenta determinacije bile su vrlo male (0,04; 0,10 i 0,04 za *FAO* skupine zriobe 300, 400 odnosno 500) što ukazuje da trend statistički gledano nije postojao. Ovaj opći trend može biti više ili manje uočljiv zbog djelovanja različitih klimatskih i agronomskih čimbenika, posebice u kontekstu sve većeg utjecaja klimatskih promjena na sve glavne poljoprivredne biljne vrste (Lobell i Gourdj; 2012). Bönecke i sur. (2020) utvrdili su učinke nekoliko agrometeoroloških čimbenika na kretanje visine prinosa njemačke ozime pšenice u razdoblju između 1958. i 2015. koristeći 298 pokusa gnojidbe dušikom (N). U tu su svrhu odvojili klimatske od genetskih i agronomskih učinaka prinosa koristeći nekoliko linearnih modela mješovitih učinaka i procjenjujući klimatski utjecaj na temelju koeficijenta determinacije za te modele. Rezultati ukazuju na općeniti i snažan utjecaj klimatskih promjena na kretanje visine prinosa, posebice zbog porasta srednjih temperatura i toplinskog stresa u razdoblju nalijevanja zrna. Osim u danima toplinskog stresa s više od 31 °C, prinosi na lokacijama s većim potencijalom prinosa bili su manje skloni nepovoljnim vremenskim uvjetima nego na mjestima s nižim prinosima.

Kod kukuruza je uočeno da visoke temperature iznad 30 °C imaju veći utjecaj od suše zbog povećanog deficita vlage u zraku i povećane evapotranspiracije (Lobell i sur., 2013; Buhiniček i sur., 2021; Di Salvo i sur., 2021). Porast temperature zraka negativno je utjecao na prinos čak i u uvjetima navodnjavanja (Di Salvo i sur., 2021). Također, visoke temperature mogu ograničiti prinose smanjenjem trajanja ciklusa (Bonhomme i sur., 1994). Općenito, globalni prinosi kukuruza opadaju s klimatskim promjenama zbog povećanja temperature zraka. Zhu i sur. (2019) su kombinirali modele usjeva, satelitska promatranja i terenske podatke kako bi istražili kako toplinski stres utječe na prinos kukuruza na Srednjem zapadu SAD-a. Kada su se učinci zagrijavanja razložili na izravni toplinski stres i neizravni vodeni stres, podaci promatranja sugeriraju da je prinos više smanjen izravnim toplinskim stresom nego neizravnim vodenim stresom. Oni sugeriraju da bi se strategije prilagodbe trebale usredotočiti na toplinski stres tijekom formiranja zrna jer predstavlja značajnu prijetnju da izazove pad prinosa kukuruza i da bi promjene u agronomskoj praksi trebale biti osmišljene kako bi se adekvatno procijenili učinci toplinskog stresa tijekom različitih razvojnih faza.

Rezultati ovog rada kao i istraživanje Buhiničeka i sur. (2021) pokazuju da su SDD vrijednosti imale slične amplitude za lokacije u Hrvatskoj za određenu godinu. Iznimke su bile godine 2007., 2008., 2009. i 2012. kada su se SDD vrijednosti malo razlikovale među lokacijama. Ovo bi moglo biti relevantno za tumačenje reakcije genotipa prema okolišu u *VCU* ispitivanjima prinosa. Također i procijenjene vrijednosti koeficijenta regresije prosječnih godišnjih prinosa kukuruza po *FAO* skupinama i sume toplinskih jedinica su slične s rezultatima Buhiničeka i sur. (2021). U ovom ispitivanju koeficijenti regresije su se kretali za skupinu *FAO* 300 po lokacijama od -0,00 do -0,03, a u ispitivanju Buhiničeka i sur. (2021) je iznosio -0,04. Za

skupinu *FAO 400* i skupinu *FAO 500* koeficijent regresije u ovom ispitivanju su se kretali od -0,00 do -0,03, a u ispitivanju Buhiničeka i sur. (2021) je iznosio -0,03.

Regresijska analiza pokazala je uglavnom statistički značajan koeficijent regresije za prinos i SDD vrijednost za sve tri skupine zrelosti na lokacijama Lovas, Osijek, Zagreb i Kutjevo (osim za skupinu *FAO 300*, što ukazuje na negativan utjecaj SDD vrijednosti na prinos kukuruza. Na lokaciji Beli Manastir nije bio statistički značajan koeficijent regresije za prinos i SDD vrijednost za sve tri skupine zrelosti.

Klimatske promjene utjecale su na sustav uzgoja kukuruza u Europi dopuštajući raniju sadnju i / ili uzgoj ranih kultivara / hibrida. Ove strategije uzgoja obično se primjenjuju u uzgoju kukuruza gdje se stres može zaobići ranijim rokovima sadnje ili sadnjom ranijih hibrida kako bi se izbjegli pretpostavljeni nepovoljni vremenski uvjeti uglavnom tijekom cvatnje. Međutim, globalni trendovi u temperaturi i oborinama pokazuju da se ekstremni vremenski događaji mogu dogoditi bilo kada tijekom vegetacijske sezone. Stoga se negativni učinak temperature tijekom vegetacije kukuruza može ublažiti odabirom hibrida kasnije zrelosti kojima je potrebno dulje toplinsko razdoblje za završetak razvoja (Di Salvo i sur., 2021). Općenito, hibrid za cijelu vegetacijsku sezonu može više iskoristiti dostupnih toplinskih jedinica i dati bolje prinose kada su ostali uvjeti uravnoteženi. Međutim, klimatske promjene značajno utječu na proizvodnju kukuruza uzrokujući različite (a) biotičke stresove (Field i sur., 2012) i višestruke interakcije među njima, već evidentirane ili nove (Malenica i sur., 2021). Štoviše, ovo istraživanje pokazuje da su kasni hibridi skloniji nepovoljnim klimatskim uvjetima na mjestima s niskim potencijalom prinosa tla.

Ipak, istraživanja u Francuskoj (Caubel i sur., 2018), Indiji (Kleinknecht i sur., 2013) i Kini (Liu i sur., 2013a; Liu i sur., 2013b) pokazala su da je jedan od načina za ublažavanje učinka toplinskog stresa otkrivanje i odabir optimalne skupine zrelosti za svako uzgojno područje koje može spriječiti smanjenje prinosa kukuruza. Međutim, Abendroth i sur. (2021) su izjavili da su pri odabiru hibrida kukuruza na Srednjem zapadu SAD-a, važniji drugi čimbenici od toplinske dostupnosti kao što su troškovi sušenja, poljska uporabljivost, ograničenje radne snage ili genetička dostupnost usjeva. Štoviše, čini se da je doprinosi gospodarenja fenologijom usjeva kukuruza, tj. životnim ciklusom, veći od klimatskih promjena (Liu i sur., 2021). U konačnici, na povećanje prinosa kukuruza jednako utječu poboljšano gospodarenje i razvoj novih genotipova (Duvick, 2005).

Negativan učinak lokacije može se ublažiti primjenom različitih agrotehničkih mjera (Berzsenyi i sur., 2006; Pepo, 2021). Međutim, u jugoistočnoj Europi zbog ekonomskih razloga postoji neadekvatna (suboptimalna) općeprihvaćena praksa i gospodarenje usjevima (Zorić i sur., 2016; Sudarić i sur., 2006; Hristov i sur., 2010) što rezultira složenim i uglavnom nepoznatim

višestrukim stresnim uvjetima uzgoja usjeva u poljskim okruženjima. Sveukupno, istraživanje istovremenih interakcija genotipa, okoliša i gospodarenja ($G \times E \times M$) treba koristiti (Messina i sur., 2009; Cooper i sur., 2021) kako bi se prevladao tradicionalni pristup poboljšanju realizacije usjeva tražeći prvo genotipove široko prilagođene standardnim uvjetima gospodarenja, a zatim načine regionalnog gospodarenja kao odgovor na prosječne lokalne uvjete okoliša. Tradicionalni pristupi su usmjereni na specijalizirane discipline koje su se bavile odvojenim komponentama interakcije $G \times E \times M$, obično kao $G \times E$ od strane oplemenjivača i $E \times M$ od strane agronoma, trebali bi se integrirati kako bi se pretražio cijeli spektar kombinacija interakcije $G \times E \times M$ koje tvore područje prilagodbe gospodarenja usjevima.

Ispitivanja Donga i sur. (2021) pokazuju da su temeljni mehanizmi reakcije genotipova kukuruza različitih skupina zriobe na visoke temperature različiti odnosno genotipovi kukuruza duže vegetacije pokazali veću otpornost na visoke temperature u odnosu na genotipove kraće vegetacije. Međutim nasuprot ispitivanjima Donga i sur. (2021) i Buhiničeka i sur. (2021) gdje su visoke temperature zraka imale jači učinak na ostvaren prinos genotipova kukuruza ranijih skupina zriobe, u ovom ispitivanju nisu evidentirane razlike između skupina zriobe kukuruza. Međutim, izdvojile su se lokacije Beli Manastir i Kutjevo (*FAO 300*) gdje koeficijenti regresije nisu ukazivali na statistički značajan utjecaj SDD-a na ostvareni prinos kukuruza, iako su vrijednosti SDD po lokacijama bile vrlo slične, što ukazuje na važnost poduzetih agrotehničkih mjera (Berzsenyi i sur., 2006).

5.4. Učinkovitost sortnih pokusa u hrvatskom sustavu ispitivanja genotipova

U hrvatskom sustavu ispitivanja genotipova u cilju priznavanja odnosno upisa sorte u Sortnu listu Republike Hrvatske prinos je jedno od najvažnijih svojstava i kao takav bio je predmet istraživanja u smislu komponenti varijance prinosa, učinkovitosti postojećeg *RCBD* dizajna pokusa u odnosu na alfa dizajn i prostorne analize, kao i utjecaja visokih temperatura u svjetlu klimatskih promjena na prinos pojedinih *FAO* skupina kukuruza.

Analiza fenotipske varijance prinosa ukazuje na dominantni udio okolišne komponente i na vrlo sličan odnos komponenti varijance kod svih usjeva. Rezultati su usporedivi s relativnim veličinama komponenti varijance dobivenih u studijama četiri do šest puta većih zemalja (Talbot, 1984; Laidig i sur., 2008; Meyer i sur., 2011), što ukazuje da uz dobar raspored lokacija *VCU* pokusi u Hrvatskoj mogu pružiti jednako kvalitetan odgovor kao i geografski udaljeniji *VCU* pokusi u većim zemljama. Procijenjene heritabilnosti prinosa bile su relativno visoke, ukazujući na relativno niske varijance interakcije genotipa i okoliša. S obzirom da na porast heritabilnosti u najvećoj mjeri utječu broj godina, broj lokacija, a tek onda broj

ponavljanja, heritabilnost možemo shvatiti kao odraz dobre kvalitete pokusnih rezultata (Utz i Laidig, 1989).

U modelu *RCBD*-a se pojavljuje samo jedan strukturni element dizajna: potpuni blok ili repeticija. U poljskim pokusima su uglavnom prisutne jednoredne repeticije i njihova dužina negativno utječe na homogenost (Idrees i Khan, 2009). Dodatni strukturni element, odnosno dodatni učinak u modelu poput nepotpunih blokova (primjenom *postblockinga*) i prostorne analize može doprinijeti daljnjem smanjenju pogreške što je evidentno u rezultatima. Međutim pri generiranju alfa dizajna s nepotpunim blokovima dolazi do ponavljanja tretiranja (sorte) u okomitom pravcu, zbog čega uslijed primjene agrotehničkih mjera zna doći do oštećenja dvije parcele za isto tretiranje odnosno sortu što prijavljivači ne smatraju prihvatljivim. Taj bi se problem relativno jednostavno mogao riješiti primjenom latinizacije (Gunjača, 2022).

Izražene klimatske promjene su pred oplemenjivače postavile nove zahtjeve pri stvaranju novih genotipova kukuruza u smislu ostvarivanja stabilnih i visokih prinosa u uvjetima ekstremnih suša i visokih temperatura, a pred poljoprivredne proizvođače izazov maksimiziranja prinosa prilagođavanjem datuma sjetve i dužine trajanja vegetacije (Caubel i sur., 2018; Kleinknecht i sur., 2013; Liu i sur., 2013a). Na prinos zrna kukuruza, kao najvažnijeg agronomskog svojstva kukuruza, snažno utječu uvjeti rasta posebno suša i toplinski stresovi tijekom razdoblja nalijevanja zrna. Za sve tri ispitane *FAO* skupine kukuruza je evidentan negativan utjecaj visokih temperatura zraka ($> 31\text{ }^{\circ}\text{C}$) na prinos bez razlike između *FAO* skupina. Izuzetak je bila lokacija Beli Manastir gdje negativan utjecaj visokih temperatura zraka na prinos nije bio detektiran kao i na lokaciji Kutjevo za skupinu *FAO* 300.

Na osnovi rezultata ovog rada za preporučiti su određene metodičke korekcije u službenim *VCU* pokusima Republike Hrvatske kako bi se postigla veća preciznost i učinkovitost pokusa. Prije svega, trebalo bi razmotriti uvođenje dizajna s nepotpunim blokovima u *VCU* pokusima kod većine ratarskih kultura, pogotovo u onima gdje je broj članova pokusa velik. Nadalje, iako su vrijednosti heritabilnosti relativno visoke, zbog sve većeg utjecaja klimatskih promjena trebalo bi pri analizi rezultata u budućnosti inkorporirati mikroklimatske i agrotehničke podatke pojedinih pokusnih lokacija u svrhu bolje interpretabilnosti interakcije sorta \times okoliš.

6. ZAKLJUČCI

U suglasju s postavljenim hipotezama dobiveni su slijedeći zaključci:

1. Procjenom udjela i odnosa pojedinih komponenti varijance prinosa u ukupnoj fenotipskoj varijanci utvrđeno je da okolišna komponenta fenotipske varijance prinosa predstavlja dominantan dio ukupne fenotipske varijance za prinos kod svih kultura i odnos između pojedinih komponenata u većini pokusa je vrlo sličan. Kod pšenice, ječma i kukuruza najveći koeficijent varijacije za prinos je za interakciju $L \times Y$ (od 11,79 za kukuruz *FAO* 400 do 18,38 za pšenicu), a kod uljane repice, suncokreta i šećerne repe najveći koeficijent varijacije za prinos je za Y (od 13,70 za šećernu repu do 22,47 za uljanu repicu). Za pšenicu, ječam i kukuruz *FAO* 400 koeficijent varijacije interakcije $L \times Y$ slijedi koeficijent varijacije Y , kukuruza *FAO* 300 koeficijent varijacije ostatka, dok kod kukuruza *FAO* 500 slijedi koeficijent varijacije L . Kod uljane repice i šećerne repe nakon najvećeg koeficijenta varijacije za prinos Y slijedi koeficijent varijacije interakcije $L \times Y$, a kod suncokreta ostatka. Nakon koeficijenata varijacije L i Y kod svih biljnih vrsta slijedi koeficijent varijacije G , a potom koeficijenti varijacije interakcija koje uključuju genotip ($G \times L$, $G \times Y$, $G \times L \times Y$).

Analiza varijance pojedinačnih *VCU* pokusa tijekom desetogodišnjeg razdoblja (od 2001. do 2010. godine) je pokazala statistički značajan učinak genotipa za većinu lokacija za sve ispitivane usjeve. Kombinirana analiza varijance *VCU* pokusa po godinama tijekom desetogodišnjeg razdoblja (od 2001. do 2010. godine) je za većinu godina pokazala statistički značajne učinke genotipa, lokacije i interakcije genotipa i lokacije.

Koeficijenti varijacije genotipa (G) bili su mnogo veći od onih dobivenih u Velikoj Britaniji i Njemačkoj za ozimu pšenicu i kukuruz. Sličan obrazac uočen je i za dominantni izvor varijabilnosti $L \times Y$, koji je u ovom istraživanju bio znatno veći za kukuruz i žitarice. Isto vrijedi i za najveći učinak Y u uljaricama i šećernoj repi. Također i obrasci specifični za usjeve ne slijede u potpunosti obrasce u njemačkim i britanskim studijama što sve zahtijeva daljnje istraživanje koristeći podatke za više godina ispitivanja u odnosu na provedeno istraživanje u ovom radu.

Odnos procijenjenih pojedinih komponenti fenotipske varijance prinosa hrvatskih sortnih pokusa koje je moguće provesti samo na relativnom malom broju lokacija i sortnih pokusa koji se provode na geografski rasprostranjenijim lokacijama ukazuju da kombinacije godine i lokacije unutar Hrvatske mogu pružiti jednako učinkovite odgovore.

2. Analiza podataka prema modelu s nepotpunim blokovima i prostorne analize učinkovitije su u odnosu na analizu prema modelu slučajnog bloknog rasporeda. Relativna učinkovitost modela nepotpunih blokova primjenom *postblockinga* u odnosu na slučajni blokni

raspored bila je veća kod usjeva strnih žitarica kod svih tipova podskupova (aritmetička sredina i medijana) u odnosu na uljarice i šećernu repu. Za ozimu pšenicu najveće povećanje učinkovitosti je ostvareno s rasporedom maksimalne učinkovitosti i srednjom relativnom učinkovitosti i iznosilo je 19,7 %. Za ozimi ječam najveće povećanje učinkovitosti je ostvareno sa savršenim rasporedom i srednjom relativnom učinkovitosti i iznosilo je 22,6 %. Za kukuruz *FAO 400* najveće povećanje učinkovitosti je ostvareno s rasporedom maksimalne učinkovitosti i srednjom relativnom učinkovitosti i iznosilo je 22,1 %. Za kukuruz *FAO 500* najveće povećanje učinkovitosti je ostvareno sa savršenim rasporedom i srednjom relativnom učinkovitosti i iznosilo je 20,8 %. Za ozimu uljanu repicu najveće povećanje učinkovitosti je ostvareno s rasporedom maksimalne učinkovitosti i srednjom relativnom učinkovitosti i iznosilo je 10,5 %. Za suncokret i šećernu repu najveće povećanje učinkovitosti je ostvareno s rasporedom maksimalne učinkovitosti i srednjom relativnom učinkovitosti i iznosilo je 8,6 % odnosno 6,1 %. Udio podskupova sa statistički značajnim LRT-om s dodanom strukturom nepotpunih blokova ili prostornom analizom u odnosu na ukupni broj podskupova po kulturi bio je najveći za ozimu pšenicu, kukuruz *FAO 400*, ozimu uljanu repicu i šećernu repu za podskupove s više različitih rasporeda za strukturu nepotpunih blokova uz primjenu *postblockinga*, a za ozimi ječam, kukuruz *FAO 500* i suncokret za podskup savršenog rasporeda za strukturu prostorne analize. Međutim usporedba učinkovitosti za pojedinačne podskupove otkriva obično veću učinkovitost prostorne analize od učinkovitosti *postblockinga* pri scenariju savršenog rasporeda i vjerojatnog scenarija, dok učinkovitost najboljeg scenarija *postblockinga* obično dominira nad učinkovitošću prostorne analize.

Simulacija alfa dizajna uporabom *postblockinga* na postojećim podacima *VCU* pokusa postavljenim po slučajnom bloknom rasporedu i primjena prostorne analize ukazuju na veću učinkovitost pokusa postavljenog prema *IBD*-u. Kao sljedeći korak istraživanja mogućnosti povećanja učinkovitosti sortnih pokusa predlaže se postavljanje službenih pokusa prema alfa dizajnu u cilju smanjivanja pogreške pokusa.

Iako se grupiranjem sorata i provođenjem zasebnih pokusa po grupama ublažio utjecaj veličine pokusa na njihovu učinkovitost, ispitivanje je pokazalo da primjena modela s nepotpunim blokovima, odnosno prostorne analize može omogućiti daljnje povećanje učinkovitosti pokusa.

3. Nakon provedbe opsežne analize *VCU* pokusa kukuruza skupina zriobe (*FAO 300*, *FAO 400* i *FAO 500*), kako bi se raščlanili učinci klimatskih promjena od genetskog napretka kod kukuruza različitih skupina zriobe uključivanjem okolišnih čimbenika koji su se mijenjali tijekom vremena ustanovljeno je da promjene okolišnih uvjeta nemaju različit utjecaj na genotipove kukuruza različitih skupina zriobe. Regresijska analiza je uglavnom detektirala statistički značajne negativne koeficijente regresije srednjih vrijednosti prinosa i sume stresnih

toplinskih jedinica, osim na lokaciji Beli Manastir za sve *FAO* skupine kukuruza i na lokaciji Kutjevo za skupinu *FAO* 300, gdje koeficijenti regresije nisu ukazivali na utjecaj sume stresnih toplinskih jedinica na prosječni prinos zrna kukuruza.

Važnost stresnih okolišnih čimbenika kroz utjecaj visokih temperatura zraka na prinos kukuruza je potvrđena u rezultatima, ali ne i mogućnost odabira optimalne vegetacijske skupine kao mjera protiv smanjenja prinosa nastalih zbog klimatskih promjena. Međutim dobiveni rezultati otvaraju pitanje utjecaja i drugih okolišnih činitelja na prinos kukuruza u odgovarajućim *FAO* skupinama koji bi se u daljnjem istraživanju trebali ispitati u zajedničkom djelovanju sa visokim temperaturama zraka.

7. POPIS LITERATURE

1. Abendroth L.J., Miguez F.E., Castellano M.J., Carter P.R., Messina C.D., Dixon P.M., Hatfield J.L. (2021). Lengthening of Maize Maturity Time Is Not a Widespread Climate Change Adaptation Strategy in the US Midwest. *Global Change Biology* 27:2426–2440. <https://doi.org/10.1111/gcb.15565>
2. Ainsley A.E. (1985). Interplot correlations in variety trials. Doctor Thesis. Philosophy in the University of Edinburgh.
3. Ainsley A.E., Paterson L.T., Patterson H.D. (1987). A method for predicting the efficiency of incomplete block trials. *Biometrics* 43: 55-59.
4. Anderson R. L. and Bancroft T. A. (1952). *Statistical Theory in Research*. McGraw-Hill, New York: 358-366.
5. Bates D., Maechler M., Bolker B., Walker S., Christensen R. H. B., Singmann H., Dai B., Grothendieck G., Green P. (2015). *lme4: Linear Mixed-Effects Models using 'Eigen' and S4*. Vienna, Austria: The R Foundation. Available from: <http://CRAN.R-project.org/package=lme4> (verified 31 August 2016).
6. Besag J., Kempton R. (1986). Statistical Analysis of Field Experiments Using Neighbouring Plots. *Biometrics* 42: 231-251.
7. Berzsenyi Z.Z., Dang Q.L. (2006). Effect of Crop Production Factors on the Yield and Yield Stability of Maize (*Zea mays* L.) Hybrids. *Acta Agronomica Hungarica* 54: 413–424. DOI: <https://doi.org/10.1556/AAgr.54.2006.4.4>
8. Bhatia V.K. (2022). Variance component estimation with applications in Plant and Animal Breeding. E-Publication on „Recent Advances in Quantitative Genetics and Statistical Genomics“. Module 3:Advanced Statistical Methods in Breeding and Genetics. Preuzeto s: http://bioinformatics.iasri.res.in/ePublication/bioinformatics.iasri.res.in/ePublication/book/module3/VKBhatia_VarianceComponentEstimation.pdf ; 08.11.2022.
9. Bönecke E., Breitsameter L., Brüggemann N., Chen T.W., Feike T., Kage H., Kersebaum K.C., Piepho H.P., Stützel H. (2020). Decoupling of impact factors reveals the response of German winter wheat yields to climatic changes. *Global Change Biology* 26: 3601-3626.
10. Bonhomme R., Derieux M., Edmeades G.O. (1994). Flowering of Diverse Maize Cultivars in Relation to Temperature and Photoperiod in Multilocation Field Trials. *Crop Science* 34: 156–164. <https://doi.org/10.2135/cropsci1994.0011183X003400010028x>
11. Brien C (2020). asremlPlus: augments 'ASReml-R' in fitting mixed models and packages generally in exploring prediction differences. R package version 4.2-26.

- Available online from: <https://CRAN.R-project.org/package=asremlPlus>. (Accessed 21 December 2021).
12. Buhiniček I., Kaučić D., Kozić Z., Jukić M., Gunjača J., Šarčević H., Štepinac D., Šimić D. (2021). Trends in Maize Grain Yields across Five Maturity Groups in a Long-Term Experiment with Changing Genotypes. *Agriculture* 11 (9): 887. <https://doi.org/10.3390/agriculture11090887>
 13. Butler D. (2020). asreml: fits the linear mixed model. R package version 4.1.0.143. Available online from: www.vsni.co.uk. (Accessed 21 December 2021).
 14. Butler D. G., Cullis B. R., Gilmour A. R., Gogel B. J., Thompson R. (2018). ASReml-R Reference Manual Version 4. VSN International Ltd, Hemel Hempstead, HP1 1ES, UK.
 15. Caubel J., de Cortazar-Atauri I. G., Vivant A. C., Launay M., de Noblet-Ducoudré N. (2018). Assessing future meteorological stresses for grain maize in France. *Agricultural Systems* 159: 237-247.
 16. Challinor A. J., Watson J., Lobell D. B., Howden S. M., Smith D. R., Chhetri N. (2014). A meta-analysis of crop yield under climate change and adaptation. *Nature Climate Change* 4(4): 287-291.
 17. Chasalow S (2012) combinat: combinatorics utilities. R package version 0.0-8. Available online from: <https://CRAN.R-project.org/package=combinat>. (Accessed 21 December 2021).
 18. Cooper M., Voss-Fels K.P., Messina C.D., Tang T., Hammer G.L. (2021). Tackling G x E x M Interactions to Close On-Farm Yield-Gaps: Creating Novel Pathways for Crop Improvement by Predicting Contributions of Genetics and Management to Crop Productivity. *Theoretical and Applied Genetics* 134: 1625–1644. doi: 10.1007/s00122-021-03812-3
 19. Cullis B. R., Gleeson A. C. (1989). Efficiency of neighbour analysis for replicated variety trials in Australia. *The Journal of Agricultural Science* 113 (2): 233-239.
 20. DHMZ-Državni hidrometeorološki zavod. (2013). Šesto nacionalno izvješće Republike Hrvatske prema Okvirnoj konvenciji Ujedinjenih naroda o promjeni klime (UNFCCC). https://klima.hr/razno/publikacije/NIKIP6_DHMZ.pdf.
 21. DHMZ-Državni hidrometeorološki zavod
 22. De la Vega A.J., DeLacy I.H., Chapman S.C. (2007). Progress over 20 years of sunflower breeding in central Argentina. *Field Crops Research*: 100, 61–72.
 23. Di Salvo J.I., Lee C., Salmerón M. (2021). Regional Multi-Environment Analysis of Corn Productivity and Yield Stability as Impacted by Hybrid Maturity. *Field Crops Research* 262: 108025. <https://doi.org/10.1016/j.fcr.2020.108025>

24. Dong X., Guan L., Zhang P., Liu X., Li S., Fu Z., Tang L., Qi Z., Qiu Z., Jin C., Huang S., Yang H. (2021). Responses of maize with different growth periods to heat stress around flowering and early grain filling. *Agricultural and Forest Meteorology* 303: 108378. <https://doi.org/10.1016/j.agrformet.2021.108378>
25. Dutkowski G.W., Costa e Silva J., Gilmour A.R., Lopez G.A. (2002). Spatial analysis methods for forest genetic trials. *Canadian Journal of Forest Research*: 32, 2201-2214.
26. Duvick D.N. (2005). The Contribution of Breeding to Yield Advances in Maize (*Zea mays* L.). In *Advances in Agronomy*; Academic Press: Cambridge, MA, USA, 2005; Volume 86, pp. 83–145.
27. Dwyer L.M., Stewart D.W., Carrigan L., Ma B.L., Neave P., Balchin D. (1999). Guidelines for Comparisons among Different Maize Maturity Rating Systems. *Agronomy Journal*: Vol. 91, 946–949.
28. Edmeades G.O., McMaster G.S., White J.W., Campos, H.(2004). Genomics and the physiologist: bridging the gap between genes and crop response. *Field Crops Research* 90: 5–18.
29. Falconer D.S., Mackay T.F.C. (2005). *Introduction to Quantitative Genetics*. 4th Edition, Pearson Prentice Hall, Harlow.
30. Field C.B., Barros V., Stocker T.F., Dahe Q. (2012). *Managing the Risks of Extreme Events and Disasters to Advance Climate Change Adaptation—IPCC*. Cambridge University Press: Cambridge, UK
31. Gilmour A.R. (2000). Post blocking gone too far! Recovery of information and spatial analysis in field experiments. *Biometrics*: 56, 944-946.
32. Gleeson A.C., Cullis B.R. (1987). Residual maximum likelihood estimation of a neighbour model for field experiments. *Biometrics* 43: 277-288.
33. Gunjača J, Vasilj Đ, Pecina M., Čermak-Horbec K. (1999). Variety trials system in Croatia. *Biuletyn Oceny Odmian*: 30, 39-44.
34. Gunjača J., Renka H., Jambrešić I., Šindrak Z., Safner T., Liović I., Pecina M. (2005). Efficiency of alpha Designs in Croatian Variety Trials. *Proceedings of the 27th International Conference on Information Technology Interfaces ITI 2005*: 207-210.
35. Gunjača J., Knezović Z., Pecina M. (2007). Genotype by environment interaction in variety trials. VI. Alps-Adria Scientific Workshop: 425-428. <https://akjournals.com/view/journals/0806/35/2/article-p425.xml>
36. Gunjača J. (2022). Dizajn eksperimenata "S primjenom u poljoprivredi". Sveučilište u Zagrebu Agronomski fakultet i Znanstveni centar izvrsnosti za bioraznolikost i molekularno oplemenivanje bilja (CroP-BioDiv).
37. Hallauer A. R., Carena M. J., Filho M.J. B. (2010). *Quantitative genetics in maize breeding* (Vol. 6). Springer Science & Business Media.

38. Hartley H. O., Rao J. N. K. (1967). Maximum likelihood estimation for the mixed analysis of variance model. *Biometrika*: 54, 93-108.
39. Haruna A., Adu G.B., Buah S.S., Kanton R.A.L., Kudzo A.I., Seidu A.M., Kwadwo O. A. (2017). Analysis of Genotype by Environment Interaction for Grain Yield of Intermediate Maturing Drought Tolerant Top-Cross Maize Hybrids under Rain-Fed Conditions. *Cogent Food & Agriculture*, Vol. 3, 1-13. <https://doi.org/10.1080/23311932.2017.1333243>
40. Hatfield J., Boote K., Fay P., Hahn L., Izaurralde C., Kimball B.A., Mader T., Morgan J., Ort D., Polley W., Thomson A., Wolfe D. (2008). Agriculture. In: The effects of climate change on agriculture, land resources, water resources, and biodiversity in the United States. A Report by the U.S. Climate Change Science Program and the Subcommittee on Global Change Research. Washington, DC., USA, 362 pp
41. Healy M., Westmacott M. (1956). Missing values in experiments analysed on automatic computers. *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)*. Volume 5 (3): 203-206.
42. Henderson C. R. (1953). Estimation of variance and covariance components. *Biometrics*: 9, 226–252.
43. Hoffmann C.M., Huijbregts T., van Swaaij N., Jansen R. (2009). Impact of different environments in Europe on yield and quality of sugar beet genotypes. *European Journal of Agronomy*: 30, 17–26.
44. Hothorn T, Bretz F, Westfall P (2008). Simultaneous inference in general parametric models. *Biometrical Journal*: 50, 346-363.
45. Hristov N., Mladenov N., Djuric V., Kondic-Spika A., Jeromela A., Šimić D. (2010) Genotype by Environment Interactions in Wheat Quality Breeding Programs in Southeast Europe. *Euphytica* 174: 315–324. DOI: 10.1007/s10681-009-0100-8
46. Idrees N., Khan M.I. (2009). Design improvement using uniformity trials experimental data. *Pakistan Journal of Agricultural Sciences*. Volume 46 (4): 315-320. <https://pakjas.com.pk/papers/87.pdf>
47. Idso S.B., Jackson R.D., Pinter Jr P.J., Reginato R.J., Hatfield J.L. (1981). Normalizing the stress-degree-day parameter for environmental variability. *Agricultural Meteorology* 24: 45-55.
48. IPCC-Intergovernmental Panel on Climate Change. (2014). "Climate change 2014: synthesis report". <https://www.ipcc.ch/report/ar5/syr/>.
49. Jugenheimer R.W. (1976). *Corn: Improvement, Seed Production, and Uses*; Wiley: New York, NY, USA.

50. Kang Y.; Ozdogan M.; Zhu X.; Ye Z.; Hain C.; Anderson M. (2020). Comparative Assessment of Environmental Variables and Machine Learning Algorithms for Maize Yield Prediction in the US Midwest. *Environmental Research Letters*: 15, 064005.
51. Katsenios N., Sparangis P., Chanioti S., Giannoglou M., Leonidakis D., Christopoulos M.V., Katsaros G., Efthimiadou A. (2021). Genotype x Environment Interaction of Yield and Grain Quality Traits of Maize Hybrids in Greece. *Agronomy* 2021, 11 (2), 357. <https://doi.org/10.3390/agronomy11020357>
52. Kempton R. A. (1984). The use of biplots in interpreting variety by environment interactions. *Journal of Agricultural Science, Cambridge*: 103, 123–135.
53. Kleinknecht K., Möhring J., Singh K. P., Zaidi P. H., Atlin G. N., Piepho H. P. (2013). Comparison of the performance of best linear unbiased estimation and best linear unbiased prediction of genotype effects from zoned Indian maize data. *Crop Science* 53(4): 1384-1391.
54. Kovacevic V., Šimić D., Sootaric J., Josipović M. (2007). Precipitation and Temperature Regime Impacts on Maize Yields in Eastern Croatia. *Maydica*: 52, 301–305.
55. Laidig F., Drobek T., Meyer U. (2008). Genotypic and environmental variability of yield for cultivars from 30 different crops in German official variety trials. *Plant Breeding* 127: 541–547.
56. Laidig F., Piepho H.P., Drobek T., Meyer U. (2014). Genetic and Non-Genetic Long-Term Trends of 12 Different Crops in German Official Variety Performance Trials and on-Farm Yield Trends. *Theoretical and Applied Genetics*: 127, 2599–2617.
57. LaMotte L. R. (1970). A class of estimators of variance components. Technical Report 10, Department of Statistics, University of Kentucky, Lexington, Kentucky, 13 pages.
58. LaMotte L. R. (1973). Quadratic estimation of variance components. *Biometrics* 29: 311-330.
59. Lill W.J., Gleeson A.C., Cullis B.R. (1988). Relative accuracy of a neighbour method for field trials. *Journal of Agricultural Science, Cambridge*, 111: 339–346.
60. Liu Z., Hubbard K.G., Lin X., Yang X. (2013a). Negative Effects of Climate Warming on Maize Yield Are Reversed by the Changing of Sowing Date and Cultivar Selection in Northeast China. *Global Change Biology* 19: 3481–3492. DOI: 10.1111/gcb.12324
61. Liu Z., Yang X., Chen F., Wang E. (2013b). The effects of past climate change on the northern limits of maize planting in Northeast China. *Climatic Change* 117(4): 891-902.
62. Liu Y., Zhang J., Pan T., Ge Q. (2021). Assessing the Adaptability of Maize Phenology to Climate Change: The Role of Anthropogenic-Management Practices. *Journal of Environmental Management* 293: 112874. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2021.112874>

63. Lobell D. B., Gourdj S. M. (2012). The influence of climate change on global crop productivity. *Plant Physiology* 160(4): 1686-1697.
64. Lobell D. B., Hammer G. L., McLean G., Messina C., Roberts M. J., Schlenker W. (2013). The critical role of extreme heat for maize production in the United States. *Nature Climate Change* 3(5): 497-501.
65. Lopez G.A., Potts B.M., Dutkowski G.W., Apiolaza L.A., Gelid P.E. (2002). Genetic variation and inter-trait correlations in *Eucaliptus globulus* base population trials in Argentina. *Forest Genetics* 9, 217-231.
66. Mackay I., Horwell A., Garner J., White J., McKee J., Philpott H. (2011). Reanalyses of the historical series of UK variety trials to quantify the contributions of genetic and environmental factors to trends and variability in yield over time. *Theoretical and Applied Genetics* 122: 225-238.
67. Malenica N., Dunić J.A., Vukadinović L., Cesar V., Šimić D. (2021). Genetic Approaches to Enhance Multiple Stress Tolerance in Maize. *Genes* 2021, 12, 1760.
68. Messina C., Hammer G., Dong Z., Podlich D., Cooper M. (2009). Modelling Crop Improvement in a $G \times E \times M$ Framework via Gene–Trait–Phenotype Relationships. *Crop Physiology. Applications for Genetic Improvement and Agronomy* 10: 235–265. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-374431-9.00010-4>
69. Meyer U., Laidig F. (2003). Biometrical aspects of alpha designs in *VCU* trials. *Biuletyn Oceny Odmian* 31: 27-37.
70. Meyer U., Laidig F., Drobek T. (2011). Optimization of number of trials in official *VCU* trial series of Germany. *Biuletyn Oceny Odmian* 33: 73–82.
71. Mijić A., Krizmanić M., Guberac V., Marić S. (2006). Heritabilnost i međuzavisnost kvantitativnih svojstava suncokreta (*Helianthus annuus* L). *Sjemenarstvo* 23(2006)4: 347-357.
72. Moro J., Alonso R., Rodriguez A. (1989). Variety trials in Spain. *Biuletyn Oceny Odmian* 21-22: 88-104.
73. Pandžić K., Likso T., Pejić I., Šarčević H., Pecina M., Šestak I., Tomšić D., Mahović N.S. (2021). Application of the Self-Calibrated Palmer Drought Severity Index for Estimation of Drought Impact on Maize Grain Yield in Pannonian Part of Croatia. *Meteorology*: 1–23.
74. Parent B., Leclere M., Lacube S., Semenov M.A., Welcker C., Martre P., Tardieu, F. (2018). Maize Yields over Europe May Increase in Spite of Climate Change, with an Appropriate Use of the Genetic Variability of Flowering Time. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America* Vol 115 (42): 10642–10647.

75. Patterson H. D. (1997). Analysis of series of variety trials. In Statistical methods for plant variety evaluation (Eds Kempton R. A., Fox P. N.): 139-161. London, UK: Chapman and Hall.
76. Patterson H. D., Hunter E. A. (1983). The efficiency of incomplete block designs in National List and Recommended List cereal variety trials. *Journal of Agricultural Science, Cambridge* 101: 427-433.
77. Patterson H. D., Thompson R. (1971). Recovery of Inter-Block Information when Block Sizes are Unequal. *Biometrika* 58: 545-554.
78. Patterson H. D., Williams E.R. (1976). A new class of resolvable incomplete block designs. *Biometrika* 63: 83–92.
79. Pepo P. (2021). Effect of Agrotechnical Factors on Soil Chemical Traits and Maize Yield on Chernozem in the Long-Term Experiment. *Plant Soil Environment* 67: 453–459. DOI: 10.17221/115/2021-PSE
80. Piepho H.P., Büchse A., Emrich K. (2003). A hitchhiker's guide to mixed models for randomized experiments. *Journal of Agronomy and Crop Science*: 189, 310-322.
81. Pilarczyk W. (2009). The extent and prevailing shape of spatial relationships in Polish variety testing trials on wheat. *Plant Breeding*: 128, 411-415.
82. Publications Office of European Union. Common Catalogue of Varieties of Agricultural Plant Species—Supplement 2020/2. Available online: <http://op.europa.eu/en/publication-detail/-/publication/55e07b9c-6297-11ea-b735-01aa75ed71a1/languageen> (accessed on 20 October 2021).
83. Qiao C.G., Basford K.E., DeLacy I.H., Cooper M. (2000). Evaluation of experimental designs and spatial analyses in wheat breeding trials. *Theoretical and Applied Genetics*: 100, 9-16.
84. Rao C. R. (1970). Estimation of heteroscedastic variances in linear models. *Journal of the American Statistical Association* 65: 161-172.
85. Rao C. R. (1971a). Estimation of variance and covariance components-MINQUE theory. *Journal of Multivariate Analysis* 1: 257-275.
86. Rao C. R. (1971b). Minimum variance quadratic unbiased estimation of variance components. *Journal of Multivariate Analysis* 1: 445-456.
87. Rao C. R. (1972). Estimation of variance and covariance components in linear models. *Journal of the American Statistical Association* 67: 112-115.
88. R Core Team (2020). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Available online from: <https://www.R-project.org/>. (Accessed 21 December 2021).
89. Robinson D.L. (1984). A study of sequential variety selection systems. *Journal of Agricultural Science, Cambridge* 102: 119-126. <https://doi.org/10.1017/S0021859600053094>

www.cambridge.org/core/journals/journal-of-agricultural-science/article/abs/study-of-sequential-variety-selection-systems/F3E0AAB22819AA3BD3D3BE1949BC5065

[https:](https://www.researchgate.net/publication/231848885_A_Study_Of_Sequential_Variety_Selection_Systems)

www.researchgate.net/publication/231848885_A_Study_Of_Sequential_Variety_Selection_Systems

90. Robinson D.L. (1987). Estimation and Use of Variance Components. *Journal of the Royal Statistical Society. Series D (The Statistician)*, Vol. 36, No. 1: 3-14. https://www.jstor.org/stable/2988267?seq=3#metadata_info_tab_contents
91. Robinson D.L., Kershaw C.D., Ellis R.P. (1988). An investigation of two-dimensional yield variability in breeders' small plot barley trials. *Journal of Agricultural Science, Cambridge*: 111, 419-426.
92. Sadras V.O., Rebetzke G.J., Edmeades G.O. (2013). The phenotype and the components of phenotypic variance of crop traits *Field Crops Research*: 154, 255-259.
93. Sallah P.Y.K., Abdula M.S., Obeng-Antwi K. (2004). Genotype × Environment Interactions in Three Maturity Groups of Maize Cultivars. *African Crop Science Journal*. Vol.12, No. 2: 95–104. <https://www.ajol.info/index.php/acsj/article/view/27667> DOI: 10.4314/acsj.v12i2.27667
94. Schils R.L.M., Van den Berg W., Van der Schoot J.R., Groten J.A.M., Rijk B., Van de Ven G.W.J., Van Middelkoop J.C., Holshof G., Van Ittersum M.K. (2020). Disentangling Genetic and Non-Genetic Components of Yield Trends of Dutch Forage Crops in the Netherlands. *Field Crops Research* 249: 107755.
95. Schmidt P., Hartung J., Bennewitz J., Piepho P.(2019a). Heritability in Plant Breeding on a Genotype-Difference Basis. *Genetics* 212(4): 991–1008. doi: 10.1534/genetics.119.302134
96. Schmidt P., Hartung J., Rath J., Piepho H.P.(2019b). Estimating Broad-Sense Heritability with Unbalanced Data from Agricultural Cultivar Trials. *Crop Science* 59(2): 525–536. doi: 10.2135/cropsci2018.06.0376
97. Searle S. R., Gruber M. H.J. (2016). *Linear models*. John Wiley & Sons
98. Searle S. R. (1989). Variance components-some history and a summary account of estimation methods. *Journal of Animal Breeding and Genetics*. Volume 106, Issue 1-6: 1-29. <https://doi.org/10.1111/j.1439-0388.1989.tb00209.x>
99. Serrano S.L. (2014). *Optimal Statistical Design for Variance Components in Multistage Variability Models*. A thesis submitted to the University of Manchester for the degree of Doctor of Philosophy in the Faculty of Engineering and Physical Sciences. https://www.research.manchester.ac.uk/portal/files/54555316/FULL_TEXT.PDF
100. Shojaei S.H., Mostafavi K., Omrani A., Omrani S., Nasir Mousavi S.M., Illés Á., Bojtor C., Nagy J. (2021). Yield Stability Analysis of Maize (*Zea mays* L.) Hybrids Using

101. Silva F.H.L., Muñoz P.R., Vincent C.I., Viana A.P. (2016). Generating relevant information for breeding *Passiflora edulis*: genetic parameters and population structure. *Euphytica*: 208, 609-619.
102. Sinclair T.R., Rufty T.W. (2012). Nitrogen and water resources commonly limit crop yield increases, not necessarily plant genetics. *Global Food Security*: 1, 94–98.
103. Smith A., Cullis B., Gilmour A. (2001). The analysis of crop variety evaluation data in Australia. *Australian & New Zealand Journal of Statistics*: 43, 129–145.
104. Smith A. B., Cullis B. R., Thompson R. (2005). Analysis of crop cultivar breeding and evaluation trials: an overview of current mixed model approaches. *Journal of Agricultural Science, Cambridge* 143, 449-462.
105. Snedecor G.W., Cochran W.G. (1989). *Statistical Methods*. Iowa State University Press, Ames.
106. Spurrier J.D., Solorzano E. (2004). Multiple comparisons with more than one control. *Lecture Notes-Monograph Series*: 47, 119-128.
107. Sudarić A., Šimić D., Vratarić M. (2006). Characterization of Genotype by Environment Interactions in Soybean Breeding Programmes of Southeast Europe. *Plant Breeding* 125: 191–194. DOI: 10.1111/j.1439-0523.2006.01185.x
108. Talbot M. (1984). Yield variability of crop varieties in the U.K. *Journal of Agricultural Science, Cambridge* 102: 315-321. <https://www.cambridge.org/core/journals/journal-of-agricultural-science/article/abs/yield-variability-of-crop-varieties-in-the-uk/DE3E6B665FB99807E850ADB503F4F045>
109. Talbot M. (1993). Variety yield stability. *Aspects of Applied Biology* 34, 37–46.
110. Taneva K., Bozhanova V., Petrova I. (2019). Variability, heritability and genetic advance of some grain quality traits and grain yield in durum wheat genotypes. *Bulgarian Journal of Agricultural Science* 25 (No 2): 288–295.
111. Thompson W. A., Jr. (1962). The problem of negative estimates of variance components. *Annals of Mathematical Statistics* 33: 273-289.
112. Utz H. F., Laidig F. (1989). Genetic and environmental variability of yields in the official FRG variety performance tests. *Biuletyn Oceny Odmian* 21-22: 75-85. <https://www.uni-goettingen.de/de/document/download/def5d26d568f6bdd51c0a5862c6049ae.pdf/Utz%20Laidig%201989%20Genetic%20Envir%20Variability%20yield%20official%20German%20tests%20FRG.pdf>
113. Utz H. F. (1995). *PLABSTAT Version M. Ein Computer programm zur statistischen Analyse von pflanzenzüchterischen Experimenten*. Stuttgart, Germany: Selbstverlag Universität Hohenheim.

114. Waes J.V. (2006). Harmonization of *VCU* Testing Methods for Maize Varieties in a European Context. *Acta Agronomica Hungarica*. 54 (3): 365–377.
115. Wang R., Cherkauer K., Bowling L. (2016). Corn Response to Climate Stress Detected with Satellite-Based NDVI Time Series. *Remote Sens.*: 8, 269.
116. Westlake D.F. (1963). Comparisons of plant productivity. *Biological Reviews*: 38, 385–425.
117. Wickham H. (2016). *ggplot2: elegant graphics for data analysis*. New York: Springer-Verlag.
118. Williams E.R., Fu Y.B. (1999). Comment—Enhanced heritabilities and best linear unbiased predictors through appropriate blocking of progeny trials. *Canadian Journal of Forest Research*: 29, 1633-1634.
119. Williams R.M. (1952). Experimental designs for serially correlated observations. *Biometrika*: 39, 151-167.
120. Williams E.R., Matheson A.C. (1994). *Experimental Design and Analysis for Use in Tree Improvement*. CSIRO Information Services, East Melbourne, Australia.
121. Williams E. R., Piepho H. P. (2013). A Comparison of Spatial Designs for Field Variety Trials. *Australian & New Zealand Journal of Statistics*: 55 (3), 253-258.
122. Xing L., Gezan S., Kenworthy K., Unruh J.B., Munoz P. (2017). Improved genetic parameter estimations in zoysiagrass by implementing post hoc blocking. *Euphytica*: 213, 195.
123. Yan W., Rajcan I. (2003). Prediction of cultivar performance based on single-versus multiple-year tests in soybean. *Crop Science*: 43, 549–555.
124. Yang R.C., Blade S.F., Crossa J., Stanton D., Bandara M.S.(2005). Identifying isoyield environments for field pea production. *Crop Science*: 45, 106–113.
125. Yau S.K. (1997). Efficiency of alpha-lattice designs in international variety yield trials of barley and wheat. *Journal of Agricultural Science, Cambridge*: 128, 5-9.
126. Zhao B., Mead R., Mackay I.J., Caligari P.D.S. (1998). The design and analysis of breeders' trials of sugar beet (*Beta vulgaris*) using two-dimensional blocking structures. *Annals of Applied Biology*: 132, 497-506.
127. Zhu P., Zhuang Q., Archontoulis S. V., Bernacchi C., Müller C. (2019). Dissecting the nonlinear response of maize yield to high temperature stress with model-data integration. *Global change biology* 25(7): 2470-2484.
128. Zorić M., Gunjača J., Galić V., Jukić G., Varnica I., Šimić D. (2022). Best Linear Unbiased Predictions of Environmental Effects on Grain Yield in Maize Variety Trials of Different Maturity Groups. *Agronomy* 12(4): 922. 1-13. doi:10.3390/agronomy12040922

129. Zorić M., Gunjača J., Šimić D. (2016). Genotypic and environmental variability of yield from seven different crops in Croatian official variety trials and comparison with on-farm trends. *Journal of Agricultural Science* 155 (5): 804-811.
130. Zorić M., Varnica I., Jukić G., Jurić R. (2020). Varieties Registration in the Republic of Croatia. *Sjemenarstvo* 31: 41–52.

8. Životopis

Marina Zorić (rođ. Tomčić) rođena je 2. veljače 1971. godine u Srijemskoj Mitrovici. Osnovnu i srednju poljoprivrednu školu završila je u Srijemskoj Mitrovici. Diplomirala je 1994. godine na Poljoprivrednom fakultetu, Univerziteta u Novom Sadu stekavši akademski naziv diplomiranog inženjera poljoprivrede ratarsko-povrtnarskog smjera. Akademski naziv magistra poljoprivrednih znanosti na magistarskom studiju: "Gajenje povrtnarskih biljaka" je stekla 1999. godine obranom magistarskog rada: „Promena morfoloških i biohemijskih osobina belog luka (*Allium sativum* L.) tokom čuvanja“ na Poljoprivrednom fakultetu, Univerziteta u Novom Sadu. Od 2000. godine do 2003. godine je bila zaposlena u tvrtci Belje d.d., u Znanstveno istraživačkoj razvojnoj službi, na radnom mjestu tehnolog za suncokret, soju i uljanu repicu. Od 2003. godine pa do danas zaposlena je u Zavodu za sjemenarstvo i rasadničarstvo, danas Hrvatska agencija za poljoprivredu i hranu, Centar za sjemenarstvo i rasadničarstvo. Od 2003. do 2010. godine radila je na radnom mjestu stručni suradnik za statističku obradu podataka u Odjelu za priznavanje i zaštitu novih biljnih sorti. Od 2010. do 2014. godine radila je na radnom mjestu rukovoditelj odsjeka za skrb o biljnim genetskim izvorima i statističku obradu podataka u Odjelu za priznavanje i zaštitu novih biljnih sorti. Od 2014. godine do 2017. godine je radila na radnom mjestu višeg stručnog savjetnika u Odjelu za priznavanje novih biljnih sorti, dodjeljivanje oplemenjivačkog prava i očuvanje biljnih genetskih izvora. Od 2017. godine do 2018. godine je radila na radnom mjestu rukovoditelj odsjeka za sortnu listu i dodjeljivanje oplemenjivačkog prava u Odjelu za priznavanje novih biljnih sorti, dodjeljivanje oplemenjivačkog prava i očuvanje biljnih genetskih izvora. Od 2018. godine do 2020. godine je radila na radnom mjestu rukovoditelj odsjeka za priznavanje i zaštitu biljnih sorti u Odjelu za biljne sorte. Od 2020. godine do danas radi na radnom mjestu koordinator za priznavanje i zaštitu biljnih sorti u Odjelu za biljne sorte.

U 2013. godini je završila UPOV i WIPO tečaj: „DL-205E Introduction to the UPOV System of Plant Variety Protection under the UPOV Convention“ i u 2014. godini tečaj: „DL-305 Examination of Applications for Plant Breeder’s Rights (DL-305)“.

Autorica je tri A1 i šest A2 znanstvena rada objavljena u domaćim i stranim časopisima. Izlaže na međunarodnim i domaćim znanstvenim i stručnim skupovima.

Popis objavljenih radova:

Znanstveni radovi A1

Španić V., Jukić G., Zorić M., Varnica I. (2023). Some Agronomic Properties of Winter Wheat Genotypes Grown at Different Locations in Croatia. *Agriculture* (14) 1: 1-15. doi: 10.3390/agriculture14010004

Zorić M., Gunjača J., Galić V., Jukić G., Varnica I., Šimić D. (2022). Best Linear Unbiased Predictions of Environmental Effects on Grain Yield in Maize Variety Trials of Different Maturity Groups. *Agronomy* 12(4): 922. 1-13. doi:10.3390/agronomy12040922

Zorić M., Gunjača J., Šimić D. (2017). Genotypic and environmental variability of yield from seven different crops in Croatian official variety trials and comparison with on-farm trends. *Journal of Agricultural Science* 155 (5): 804-811.

Znanstveni radovi A2

Zorić M., Gunjača J., Šimić D. (2017). Adaptabilnost genotipova suncokreta u sortnim pokusima Republike Hrvatske. *Zbornik radova 52 Hrvatski i 12 Međunarodni Simpozij Agronoma*: 267-271.

Zorić M., Gunjača J., Šimić D. (2015). Stabilnost prinosa ozime pšenice u sortnim pokusima. Zbornik radova 50 Hrvatski i 10 Međunarodni Simpozij Agronoma: 207-210.

Lazić B., Petrović Nada, Tomčić M., Djurovka M. (1998). Agrobiological and biochemical characteristics of *Allium schoenoprasum* L. Proceedings of Second Balkan Symposium on Field Crops: 433-435.

Lazić B., Čupurdija N., Tomčić M., Gvozdanović–Varga J. (1997). Agrobiological Characteristics of Rare Onion *A. fistulosum* L., *A. nutans* L. and *A. schoenoprasum* L. *Acta horticulturae*. International Society for Horticultural Science: 577-583. 10.17660/ActaHortic.1997.462.85

Đurovka M., Kevrešan S., Tomčić M., Kandrač J. (1997). Biološke i biokemijske karakteristike ekotipova belog luka. *Savremena poljoprivreda* 47 (5-6): 137-141.

Kevrešan S., Kandrač J., Tomčić M. (1997). Ocena ekotipova belog luka prema sastavu proteina. *Savremena poljoprivreda*: 47 (5-6): 143-147.

Stručni radovi

Zorić M., Varnica I., Jukić G., Jurić R. (2020). Varieties Registration in the Republic of Croatia. *Sjemenarstvo* 31: 41–52.

Sažeci objavljeni u zbornicima sažetaka skupova

Zorić M., Heđi T., Drkušić D., Lalić Z., Grbeša M., Drenjančević L. (2023). Interrelationships of vegetation length, plant height and grain yield in winter wheat *VCU* experiments. Zbornik sažetaka 58. hrvatski i 18. međunarodni simpozij agronoma: 79.

Drenjančević L., Petrić A., Heđi T., Drkušić D., Lalić Z., Zorić M. (2023). Effect of period of application and amount of nitrogen fertilizer on the protein content of wheat grain. Zbornik sažetaka 58. hrvatski i 18. međunarodni simpozij agronoma: 129.

Varnica I., Zorić M., Drenjančević L., Lalić Z., Jukić G. (2022). Oplemenjivačko pravo u Republici Hrvatskoj u razdoblju od 2000. do 2022. godine. Zbornik sažetaka 15. međunarodni kongres oplemenjivanje bilja, sjemenarstvo i rasadničarstvo: 28-29.

Drenjančević L., Varnica I., Zorić M., Heđi T., Drkušić D., Lalić Z. (2022). Promjena CPVO tehničkih protokola za *DUS* ispitivanje pšenice i ječma. Zbornik sažetaka 57. hrvatski i 17. međunarodni simpozij agronoma: 126-127.

Zorić M., Gunjača J., Galić V, Jukić G., Varnica I., Rukavina I., Dugalić K., Šimić D. (2021). Komponente varijance za prinos kukuruza različitih vegetacijskih skupina u službenim sortnim pokusima Hrvatske. Zbornik sažetaka 56. hrvatski i 16. međunarodni simpozij agronoma: 138-139.

Zorić M., Gunjača J., Šimić D., Varnica I., Drenjančević L. (2020). Alternativni dizajn poljskih pokusa za ispitivanje gospodarske vrijednosti sorti (*VCU*). Zbornik sažetaka 55 Hrvatski i 15 Međunarodni Simpozij Agronoma: 110-111.

Varnica I., Zorić M., Jukić G., Dugalić K., Rukavina I. (2019). Pregled sorti u postupku priznavanja. Zbornik sažetaka 12. međunarodni kongres oplemenjivanje bilja, sjemenarstvo i rasadničarstvo: 22-23.

Rukavina I., Zorić M., Jukić G., Varnica I., Dugalić K. (2019). Zaštita biljnih sorti u Republici Hrvatskoj. Zbornik sažetaka 12. međunarodni kongres oplemenjivanje bilja, sjemenarstvo i rasadničarstvo: 20-21.

Zorić M., Gunjača J., Šimić D. (2016). Parametri stabilnosti prinosa sorti ozimog ječma u sortnim pokusima. Zbornik sažetaka 9. međunarodni kongres oplemenjivanje bilja, sjemenarstvo i rasadničarstvo: 59-60.

Zorić M., Gunjača J., Šimić D. (2016). Kvantitativno genetička analiza hrvatskih službenih sortnih pokusa tijekom desetogodišnjeg razdoblja. Zbornik sažetaka 51 Hrvatski i 11 Međunarodni Simpozij Agronoma: 61-62.

Ore Jurić R., Zorić M. (2016). Izuzeća od oplemenjivačkog prava. Zbornik sažetaka 9. međunarodni kongres oplemenjivanje bilja, sjemenarstvo i rasadničarstvo: 25-26.

Zorić M., Ore Jurić R. (2015). Komparativni prikaz cijena *VCU* i *DUS* ispitivanja u Hrvatskoj i drugim zemljama Europske unije. Zbornik sažetaka 8. međunarodni kongres oplemenjivanje bilja, sjemenarstvo i rasadničarstvo: 47-48.

Ore Jurić R., Zorić M. (2014). Denominacija sorte–ispitivanje uvjeta iz čl. 63(3) propisanih Uredbom (EC) 2100/94. Zbornik sažetaka 7. Međunarodni kongres oplemenjivanje bilja, sjemenarstvo i rasadničarstvo & 2. regionalni dani sjemenara: 33-34.

Zorić M., Ore Jurić R. (2014). Sortna lista Republike Hrvatske i Zajednička sortna lista Europske unije. Zbornik sažetaka 7. Međunarodni kongres oplemenjivanje bilja, sjemenarstvo i rasadničarstvo & 2. regionalni dani sjemenara: 35-37.

Zorić M., Ore Jurić R. (2014). Upis sorte na Sortnu listu Republike Hrvatske i Zajedničku sortnu listu Zajednice. 4. zbornik sažetaka Okolišno prihvatljiva proizvodnja kvalitetne i sigurne hrane: 43-44.

Marković B., Jurić R., Varnica I., Zorić M. (2013). Prinosi novopriznatih hibrida kukuruza FAO grupe 400 u odnosu na prinos standarda. Zbornik sažetaka 48. hrvatski i 8. međunarodni simpozij agronoma: 114-115.

Rukavina I., Jurić R., Culek M., Čupić T., Varnica I., Zorić M. (2013). Vođenje referentne kolekcije u ispitivanju različitosti, ujednačenosti i stabilnosti ozime pšenice. Zbornik sažetaka 6. Međunarodni kongres Oplemenjivanje bilja, sjemenarstvo i rasadničarstvo: 23.

Jurić R., Zorić M., Culek M., Rukavina I., Volenik S. (2012). Zaštita novih biljnih sorti na razini Europske unije i njezino proširenje na Hrvatsku. Zbornik sažetaka 5. međunarodni znanstveno stručni skup Hrvatsko oplemenjivanje bilja, sjemenarstvo i rasadničarstvo i europske integracije: 29.

Zorić M., Jurić R., Volenik S., Culek M., Rukavina I. (2012). Prijavljene i priznate sorte u Republici Hrvatskoj 2010. i 2011. godine. Zbornik sažetaka 5. međunarodni znanstveno stručni skup Hrvatsko oplemenjivanje bilja, sjemenarstvo i rasadničarstvo i europske integracije: 28.

Rukavina I., Jurić R., Varnica I., Zorić M. (2012). Pregled izmjena UPOV (Međunarodna unija za zaštitu novih biljnih sorti) tehničkog vodiča za *DUS* ispitivanje pšenice. Zbornik sažetaka 5. međunarodni znanstveno stručni skup Hrvatsko oplemenjivanje bilja, sjemenarstvo i rasadničarstvo i europske integracije: 30.

Rukavina I., Jurić R., Varnica I., Zorić M. (2011). Metodologija *DUS* ispitivanja novih sorti pšenice prema CPVO (Community Plant Variety Office) protokolu. Zbornik sažetaka 4. međunarodni znanstveno stručni skup Hrvatsko oplemenjivanje bilja, sjemenarstvo i rasadničarstvo i europske integracije: 40.

Zorić M., Ore Jurić R., Volenik S., Martonja Hitrec A. (2011). Upis i obnavljanje upisa sorti na sortnu listu Republike Hrvatske od 2000. do 2011. godine. Zbornik sažetaka 4. međunarodni znanstveno stručni skup Hrvatsko oplemenjivanje bilja, sjemenarstvo i rasadničarstvo i europske integracije: 31.

Ore Jurić R., Zorić M., Volenik S., Martonja Hitrec A., Rakić M. (2011). Sortna lista Republike Hrvatske i EU zajednička sortna lista. Zbornik sažetaka 4. međunarodni znanstveno stručni skup Hrvatsko oplemenjivanje bilja, sjemenarstvo i rasadničarstvo i europske: 32.

Varnica I., Jurić R., Rukavina I., Zorić M., Šunjić K., Marković B., Šimetić S. (2009). Doprinos oplemenjivanja razvoju sjemenarstva u Republici Hrvatskoj. Zbornik sažetaka 2. međunarodni znanstveno stručni skup Hrvatsko oplemenjivanje bilja, sjemenarstvo i rasadničarstvo i europske integracije: 17.