

Пољопривредни факултет Бања Лука
Пољопривредни факултет Источно Сарајево
Пољопривредни институт РС-Бања Лука
Друштво агронома Републике Српске

ЗБОРНИК САЖЕТАКА

НАУЧНО-СЕРУЧНО САВЕДЕТОВАЊЕ АГРОНОМА
РЕПУБЛИКЕ СРПСКЕ

ПРОИЗВОДЊА ХРАНЕ У
УСЛОВИМА ЕВРОПСКЕ
ЗАКОНСКЕ РЕГУЛАТИВЕ

Теслић, 13 - 16. март 2006.

Имајући у виду пољопривредне ресурсе као компаративне предности, непходно је одређеним мјерама аграрне и социјалне политике релевантних институција на свим нивоима утицати на интезивирање пољопривредне производње као основне дјелатности сеоских домаћинстава и кључног фактора у развоју руралних подручја Републике Српске.

Кључне ријечи: рурална подручја, рурални развој, пољопривреда, ресурси.

ПРИМЕНА САВРЕМЕНИХ МАТЕМАТИЧКО - СТАТИСТИЧКИХ МЕТОДА И СПЕЦИЈАЛНИХ УРАВНОТЕЖЕНИХ НЕПОТПУНИХ БЛОК-ШЕМА У ОРГАНИЗАЦИЈИ ЕКСПЕРИМЕНТА У ПОЉОПРИВРЕДИ

Ранђеловић, М³., Ранђеловић, Д³., Пејчић, Х³.

Два су основна облика статистичке инференције којима се презентују резултати неког истраживања и то тест и оцена и практично су оба у функцији примењеног плана. Сам статистички план се исказује у три облика као експеримент, узорак и контролисано истраживање.

Експеримент је главни облик статистичког истраживања у пољопривреди. Примена математичко-статистичких метода имплементираних у савремене програмске пакете је добра основа за организацију статистичког истраживања. Примена теорије уравнотежених непотпуних блок-шема и међу њима неких специјалних облика као што су Штајнерове и Латино блок-шеме су нарочито интересантне са становишта планирања експеримента.

Кључне речи: дискретна математика, уравнотежена непотпuna блок-шема.

СТАЊЕ И ПОТРЕБЕ ЗА КАЛЦИЗАЦИЈОМ ЗЕМЉИШТА НА ПРОСТОРУ РЕПУБЛИКЕ СРПСКЕ

Грубишић, М¹., Милошевић, С¹., Ђокановић, М²., Ђаловић, И³.

Висока заступљеност киселих земљишта на територији Федерације Босне и Херцеговине, посебно Републике Српске један је од битних разлога ниске акумулативности биљне производње, стог разлога се врло често и повећаним улагањем у стандардне агротехничке мере не постижу жељени ефекти.

³ Милан Ранђеловић, дипл. инж. пољопривреде, проф. др Драган Ранђеловић, Пејчић Х., Пољопривредни факултет, Лешак, Косово, Србија и Црна Гора

¹ Грубишић Мирко, Милошевић Синиша, Институт за технологију нуклеарних и других минералних сировина, Београд

² Ђокановић Милош, А.Д. Боксит, Милићи

³ Ђаловић Ивица, Агрономски факултет, Чачак

**Contemporary mathematics and statistical methods and special Balanced Incomplete Block Design
application in agriculture experiment organization**
Randelović M., Randelović D., Pejčić H.

Summary

There are two forms of statistical inferences which present the results some research and they are test and evaluation. In practice both are in the function of used plan of research. Statistical plan can have three forms and they are experiment, sample and contoled research. Experiment is the main form of statistical research in agriculture. The application of mathematics-statistical methods implanted in contemporary software is good basis for one statistical research. The application of special Balanced Incomplete Block Design (BIBD) and among this Steiner and Latin rectangle are especially interesting for considering.

Key words

Experiment, Optimization, Mathematica, Informatica

Ранђеловић Милан, дипл. инг. пољопривреде,
Проф др Ранђеловић Драган, Пољопривредни факултет Лешак, Косово, СЦГ
Проф др Пејчић Христивоје, Пољопривредни факултет Лешак, Косово, СЦГ

Примена савремених математичко-статистичких метода
и специјалних уравнотежених непотпуних блок-шема
у организацији експеримената у пољопривреди
Ранђеловић М., Ранђеловић Д., Пејчић Х.

Резиме

Два су основна облика статистичке инференције којима се презентују резултати неког истраживања и то тести и оцена и практично су оба у функцији примењеног плана. Сам статистички план се исказује у три облика као експеримент, узорак и контролисано истраживање. Експеримент је главни облик статистичког истраживања у пољопривреди. Примена математичко-статистичких метода имплементираних у савремене програмске пакете је добра основа за организацију статистичког истраживања. Примена теорије уравнотежених непотпуних блок-шема и међу њима неких специјалних облика као што су Штајнерове и Латино блок-шеме су нарочито интересантне са становишта планирања експеримента.

Кључне речи

Експеримент, дискретна математика, уравнотежена непотпуна блок-шема

1. Увод

Анализа варијансе се примењује у огледима у којима постоји само један критеријум класификације јединица и то тако што се тотална варијација дели на две групе: између група као резултат примење различитих третмана и унутар група као резултат случајног колебања унутар сваког узорка: ови огледи су једноставни за статистичку обраду. Анализа варијансе се успенијо примењује и на огледе са два и више критеријума а са становишта примење уравнотежених непотпуних блок-шема - БИБД (BIBD - Balanced Incomplete Block Design)) и зато што је у пракси уобичајен случај да јединице огледа поред третмана садрже и неке друге систематске промењиве, посебно су интересантни огледи са класификацијом по два критеријума од којих је први свакако третман а други смањење експерименталне погрешке и зато тада тоталан варијација има и трећи део.

Планом огледа познатим као случајни блок - систем обезбеђује се локална контрола тј. ограничена рандомизација тако да се третмани групшу по блоковима као један од три основна принципа у планирању експеримента (остала два су принцип понављања и принцип случајног избора). Примена уравнотежених непотпуних блок-шема (БИБД), и њихових специјалних врста, значајних за лакшу имплементацију у софтвер апликацијама на платформи ПЦ рачунара, обезбеђује већу ефикасност од потпуних случајних блок-система јер узима у обзир чињеницу да за добро математичко-статистичко закључивање није потребно да се у сваком блоку појављује сваки третман.

2. Преглед литературе

Почетком двадесетог века Fisher је поставио логичке и математичке основе планирања експеримента. Математичку основу статистичког одлучивања утврдили су Neyman и Pearson (1933) а потпуну теорију основа технике планирања експеримента дали су Cochran и Cox (1957). Крајем двадесетог века појавила су се публикације из области планирања експеримената која су била прилагођена специјализованим областима истраживања

између којих и публикације Југословенског стручњака у области планирања огледа у пољопривреди Stevana Hadživuković (1977).

Основе теорије планирања експеримената на бази коначног скупа - узорка поставио је Neyman (1934 -1938) а разради те теорије, укључујући и обраду обимних пратичних апликација, касније су допринели Hurwitz, Hansen, Madow (1953) ,Yates(1954) и Kish(1987) .

Најмодернија су статистичка истраживања која се не могу да подведу под горе поменута два основна приступа и позната су под именом аналитичка статистичка или контролисана истраживања. Код контролисаних истраживања не постоје ни контролисани експерименти, ни снимање тренутног стања параметара помоћу узорака, већ о праћењу неког параметра на основу понашања његових јединица током времена. Ова врста истраживања су по својим оперативним аспектима често оригинална и не уклапају се у познате стандардне шеме. На тим контролисаним истраживањима су радили Cochran(1965) и Hadživuković (1980).

Сва три правца статистичког планирања развијала су се без комуникације и тек 1987. о заједничким основама између планирања есперомената и метода узорака може се наћи у радовима Fienberg и Tanure.

Информатичке технологије за имплементацију математичких израчунавања која су у основи теорије планирања огледа, појавиле су се са развојем микрорачунарске технологије, посебно персоналног рачунара крајем двадесетог века. Имплементација математичког апарата неопходног за планирање и организацију експеримената иувршена је кроз специјализоване програме различитих произвођача од којих су најпознатији Mathematica, Math Lab, Statistica, Spss, Exel итд. а постоје и све више се усавршавају и други софтверски пакети за те намене чијом применом у пољопривреди су се код нас бавили истраживачи Радовић(2002) и Ранђеловић(2002-2006).

3. Анализа

3.1 Теоријски основи планирања пољопривредног отгледа

Због сложености пољопривредних огледа у смислу немогућности контроле неконтролисаних чинилаца, јер су многи под отвоереним небом тј. сличним тешко контролисаним условима (Vessereu, 1960), јасно је да се резултатима група истоветних испитивања полкања више поверења па је основни интерес спровођење огледа којим се: Ранђеловић Милан, дипл. инг. пољопривреде, Проф др Ранђеловић Драган, Пољопривредни факултет Лешак, Косово, СЦГ Проф др Пејчић Христивоје, Пољопривредни факултет Лешак, Косово, СЦГ

1. или тестира значајност разлика између средина поједињих третмана
2. или оцењују те средине одређивањем граница поверења.

Анализа варијансе је основни статистички метод када се огледима тестирају или оцењују више од две средине истог или различитих основних скупова.

Упоредо са побољшањем статистичких метода анализе огледа нужно је усавршити и технику планирања и постављања огледа и то тако да се омогући да варијације резултата буду резултат дејства третмана-систематске а што мање неконтролисаних чинилаца-експерименталне (пре свега оних који су резултат дејства климатског фактора и особина земљишта као и оних других које произлазе из особина самих организама).

Анализа варијансе се успешно примењује и код огледа са класификацијом јединица по два критеријума од којих је први третман а други има за циљ смањење експерименталне грешке и то посебним посматрањем неке контролисане систематске варијације и њеним издвајањем из експерименталне грешке као посебног трећег вида варијације.

Планом огледа познатим као случајни блок систем остварује се таква дводимензионална класификација огледа (видети. (1)).

Основни недостатак примене оваквих огледа је у томе да се сувише велики број третмана може негативно одразити на експерименталну грешку па се за повећање прецизности третмана али и код упоређивања појединачних парова третмана, прибегава распоређивању третмана према плановима непотпуних блок система BIBD.

3.2 Појам непотпуне блок шеме

Дефиниција 1. Нека је M коначан или бесконакан скуп елемената. Сваки скуп подскупова S_i састављен од n елемената скупа M , назива се конфигурацијом над скупом M , означава са J и представља у облику $J = \{S_1, S_2, \dots, S_m\}$. Конфигурација се може представљати графички тако што ће се тачкама равни представити елементи скупа M = $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ а све тачке које припадају подскупу S_i заокружити једном кривом линијом, графиком али је због разрађеног матричног рачуна најпогодније представљање конфигурација такозваном матрицом инцидентности :

Нека је $J = \{S_1, S_2, \dots, S_m\}$ дата конфигурација над скупом $M = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$.

За елемент x_j , $j=1, 2, \dots, n$, кажемо да је инцидентан са подскупом S_i , $i=1, 2, \dots, m$

ако $x_j \in S_i$. Правоугаона $(0,1)$ -матрица $A = \{a_{ij}\}$, реда $m \times n$ чији су елементи дати са Ранђеловић Милан, дипл. инг. пољопривреде,
Проф др Ранђеловић Драган, Пољопривредни факултет Лешак, Косово, СЦГ
Проф др Пејчић Христивоје, Пољопривредни факултет Лешак, Косово, СЦГ

1 ако $x_j \in S_i$

$a_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{ако } x_j \in S_i \\ 0 & \text{ако } x_j \notin S_i \end{cases} \quad \forall i = 1, 2, \dots, m \wedge \forall j = 1, 2, \dots, n$

назива се матрица инцидентности дате конфигурације J над скупом M .

Како једној конфигурацији одговара већи број матрица инцидентности поставља се питање у ком облику је најпогодније задати конфигурацију? Треба пренумерације у конфигурацији извршити тако да се добије најпростији облик матрице инцидентности.

Дефиниција 2. Под блок-шемом се подрауумева нека конфигурација $B = \{B_1, B_2, \dots, B_b\}$

над коначним скупом скупом $V = \{a_1, a_2, \dots, a_v\}$, где су б и в природни бројеви.

Блок-шема може да се дефинише и као уређени пар (V, B) где је $V = \{a_1, a_2, \dots, a_v\}$, коначни скуп елемената, а $B = \{B_1, B_2, \dots, B_b\}$ скуп подскупова различитих елемената из V , тј. скуп блокова (подразумеваћемо да је $B_i \neq B_j$ за $i \neq j$).

Нека је дата блок-шема (V, B) . За елемент a_j , $a_j \in V$ $j = 1, 2, \dots, v$ рећи ћемо да је инцидентан блоку B_i , $B_i \in B$ $i = 1, 2, \dots, b$ ако $a_j \in B_i$. Са k_j , $j = 1, 2, \dots, b$ означаваћемо укупан број елемената a_i , $a_i \in V$ $i = 1, 2, \dots, v$ инцидентних блоку B_j . Укупан број блокова B_j , $j = 1, 2, \dots, b$, инцидентних елементу a_i , $i = 1, 2, \dots, v$ означаваћемо са r_i . Са λ_{it} означићемо укупан број елемената скупа $\{B_j | a_i, a_t \in B_j\}$ за свако $i = 1, 2, \dots, v$ $i \neq t = 1, 2, \dots, v$, $i \neq j$. Због неуређености елемената блокова важе једнакости $\lambda_{it} = \lambda_{ti}$, па је оправдано посматрати само случајеве $i < t$. Бројеви $v, b, r_i, k_j, \lambda_{it}$ називају се параметрима дате блок-шеме. Коришћење оваквих конфигурација код решавања комбинаторних проблема је веома сложено. Зато се врши ограничење на уравнотежене непотпуне блок-шеме (БИБД) у ознаки (v, r, b, k, λ) - конфигурације над коначним скупом V , при чему се скуп V састоји од в међусобно различитих елемената, конфигурација од B блокова, сваки од блокова од тачно k елемената из V , при чему се сваки елемент из V појављује у тачно r блокова и сваки пар међусобно различитих елемената из V се јавља у тачно λ блокова.

Теорема 1. Ако постоји уравнотежена блок шема са параметрима v, r, b, k, λ над коначним скупом елемената B , тј. (v, r, b, k, λ) - конфигурација над коначним скупом B , тада важи:

Ранђеловић Милан, дипл. инг. пољопривреде,

Проф др Ранђеловић Драган, Пољопривредни факултет Лешак, Косово, СЦГ

Проф др Пејчић Христивоје, Пољопривредни факултет Лешак, Косово, СЦГ

$$bk = vp$$

$$p(k - 1) = \lambda(v - 1).$$

Теорема 1. даје потребне али не и довољне услове егзистенције неке блок-шеме.

Нека је дата нека (v, p, b, k, λ) - конфигурација над коначним скупом елемената V и

нека је позната њена матрица инцидентности $A = [a_{ij}]$, која је правоугаона, реда $b \leq v$.

Теорема 2. Нека је правоугаона $(0,1)$ -матрица $A = [a_{ij}]$, реда $b \leq v$, матрица инцидентности неке (v, p, b, k, λ) - конфигурације над коначним скупом елемената V . Тада важи а и обрнуто:

$$A^T A = (p - \lambda) I_v + \lambda J_v,$$

$$A J_{v+1} = k J_{b+1}.$$

За одређивање параметара , на основу теореме 2., потребно је решавање одговарајућих матричних једначина за шта математики апарат није још развијен(видети (2)).

3.3 Специјалне уравнотежене непотпуне блок-шеме (БИБД)

Дефиниција 3. Класу БИБД под именом систем Штајнера чини класа $(v, p, b, k, 1)$ -конфигурација које се за $k=3$ називају системи тројки Штајнера.

Теорема 3. Потребни и довољни услови за егзистенцију система тројки Штајнера су да број v може бити дат само у једном од два облика $v = 6t+1$ или $v = 6t+3$ за $t = 0, 1, \dots$.

Д о к а з Заменом вредности $k=3$ и $\lambda=1$ у теорему 1. добијамо да за егзистенцију система тројки Штајнера морају важити једнакости :

$$2p = v-1 \quad \text{тј. } v(v-1)/2 = 0(\text{мод}3) \quad \text{и} \quad 6b = v(v-1) \quad \text{тј. } v = 1(\text{мод}2)$$

на основу чега закључујемо да важи $v = 6t+1$ или $v = 6t+3$ или $v = 6t+5$ за $t = 0, 1, \dots$.

Директном провером последња могућност отпада.

Теорема 4. Систем тројки Штајнера егзистира ако и само ако за параметар v важи једна од једнакости

$$(3.2) \quad v \equiv 1(\text{мод}6) \quad \text{или} \quad v \equiv 3(\text{мод}6).$$

У литератури су познати и системи четворки Штајнера који се добијају за $k=4$ и $\lambda=1$ тј. $\lambda=3$ за

које је потребан и довољан услов егзистенције задовољење једне од следеће две једнакости

$$(3.3) \quad \text{за } \lambda=1 : v \equiv 1(\text{мод}12) \quad \text{или} \quad v \equiv 4(\text{мод}12) \quad \text{тј. за } \lambda=3 : v \equiv 0(\text{мод}4) \quad \text{или} \quad v \equiv 1(\text{мод}4).$$

Пример 3.1 Испитати да ли је могућа организација експеримента провере утицаја пестицида на 15 нових сорти воћака, тако што би се свакодневно у току недељу дана примењивао на

Ранђеловић Милан, дипл. инг. пољопривреде,

Проф др Ранђеловић Драган, Пољопривредни факултет Лешак, Косово, СЦГ

Проф др Пејчић Христивоје, Пољопривредни факултет Лешак, Косово, СЦГ

группе од по три сорти и свака сорта би била једном третирана у групи са сваком од осталих сорти. Евидентно је да решење жељене организације експеримента лежи у формирању уравнотежене непотпуне блок-шеме са параметрима $v=15$, $p=7$, $b=35$, $k=3$, $\lambda=1$, тј. $\{15,7,35,3,1\}$ -конфигурације над скупом $B = \{1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15\}$.

Блокови овог система тројки Штајнера су :

$$\begin{aligned} B_1 &= \{1,8,15\}, B_2 = \{2,3,5\}, B_3 = \{4,10,13\}, B_4 = \{6,9,14\}, B_5 = \{7,11,12\}, \\ B_6 &= \{2,9,15\}, B_7 = \{3,4,6\}, B_8 = \{5,11,14\}, B_9 = \{7,8,10\}, B_{10} = \{1,12,13\}, \\ B_{11} &= \{3,10,15\}, B_{12} = \{4,5,7\}, B_{13} = \{6,8,12\}, B_{14} = \{1,9,11\}, B_{15} = \{2,13,14\}, \\ B_{16} &= \{4,11,15\}, B_{17} = \{1,5,6\}, B_{18} = \{7,9,13\}, B_{19} = \{2,10,12\}, B_{20} = \{3,8,14\}, \\ B_{21} &= \{5,12,15\}, B_{22} = \{2,6,7\}, B_{23} = \{1,10,14\}, B_{24} = \{3,11,13\}, B_{25} = \{4,8,9\}, \\ B_{26} &= \{6,13,15\}, B_{27} = \{1,3,7\}, B_{28} = \{2,8,11\}, B_{29} = \{4,12,14\}, B_{30} = \{5,9,10\}, \\ B_{31} &= \{7,14,15\}, B_{32} = \{1,2,4\}, B_{33} = \{3,9,12\}, B_{34} = \{5,8,13\}, B_{35} = \{6,10,11\}. \end{aligned}$$

Разрешење ове конфигурације је могуће на основу

$$(4.3) \quad BK = vp \quad \Rightarrow \quad b = v(v-1)/6 \quad \Rightarrow \quad 35 = 15 * 14 / 6 = 35$$

и

$$(4.4) \quad p(k - 1) = \lambda(v - 1) \quad \Rightarrow \quad p = (v-1)/2 \quad \Rightarrow \quad 7 = (15-1)/2 = 7$$

а како су испуњени и довољни и потребни услови $v = 3$ (мод6) тј. $15 = 3$ (мод6), решење које уједно представља и седмични распоред третмана пестицида дато је скуповима:

$$\begin{aligned} \beta_1 &= \{B_1, B_2, B_3, B_4, B_5\} \\ \beta_2 &= \{B_1, B_2, B_3, B_4, B_5\} \\ \beta_3 &= \{B_1, B_2, B_3, B_4, B_5\} \\ \beta_4 &= \{B_1, B_2, B_3, B_4, B_5\} \\ \beta_5 &= \{B_1, B_2, B_3, B_4, B_5\} \\ \beta_6 &= \{B_1, B_2, B_3, B_4, B_5\} \\ \beta_7 &= \{B_1, B_2, B_3, B_4, B_5\}. \end{aligned}$$

Дефиниција 4. Правоугаона таблица (шема, матрица) реда $r \times c$, састављена од елемената скупа $Z_n = \{z_1, z_2, z_3, \dots, z_n\}$, $r \leq n$, $c \leq n$, са особином да се сваки елемент овог скупа јавља највише једном у свакој њеној врсти и колони, зове се латински парвоугаоник реда $r \times c$. Латински правоугаоник реда $r \times n$, $r \leq n$, се увек може да прошири до латинског квадрата реда $n \times n$ над истим скупом елемената $Z_n = \{z_1, z_2, z_3, \dots, z_n\}$. Лако се уочава да за дато r и c латински правоугаоник (квадрат) није јединствен.

Теорема 5. Сваком латинском правоугаонику реда $r \times n$, $r \leq n$, над скупом $Z_n = \{z_1, z_2, z_3, \dots, z_n\}$ једнозначно одговара конфигурација $J = \{C_1, C_2, \dots, C_n\}$ над истим скупом Z_n . При томе се свакиподскуп C_i , $i=1,2,\dots,n$, састоји од тачно r међусобно различитих елемената скупа Z_n и сваки елемент скупа Z_n се налази тачно у подскупова C_i , $i=1,2,\dots,n$. Обрнуто не важи.

Ранђеловић Милан, дипл. инг. пољопривреде,
Проф др Ранђеловић Драган, Пољопривредни факултет Лешак, Косово, СЦГ
Проф др Пејчић Христивоје, Пољопривредни факултет Лешак, Косово, СЦГ

4. Закључак

Испитиване промењиве(третмани) у експерименталним истраживањима су у свом деловању систематске тј. имају сталан утицај на јединице са инејднаким ефектом. У сваком статистичком истраживању поред систематског утицаја испитиване промењиве-третмана, утицај имају и случајне промењиве а који произилази из варијабилитета јединица унутар сваког третмана. Контрола варијабилитета се постиже случајним избором јединица на које ће се применити одговарајући третман: случајним избором јединица се умањује утицај и евентуалних других присутних систематских промењивих које нису предмет истраживања а могу бити контролиснае или не. Одвајање систематске варијације од случајне у планирању експеримента врши се анализом варијансе уз услов случајног распореда третмана на јединице а евентуални утицај свих других систематских варијација укључен је у грешку. Смањивање те грешке у планирању експеримента у случају једне неиспитиване системске промењиве постиже се применом принципа локалне контроле тј. ограниченој рандомизацијом (случајним избором) тако да се третмани групишу по блоковима и тај план је познат као потпуно случајни блок систем. Примењује се као још прецизнији дводимензиони план са истим бројем редова и колона у којима постоји само једно понављање сваког третмана, познат под именом латински квадрат. Овај рад се бави математичком основом примене уравнотежених непотпуних блок-схема (БИБД) и њиховим специјалним врстама, значајним за лакшу имплементацију у информатичку подршку. Експериментални планови засновани на БИБД су ефикаснији јер узимају у обзир чињеницу да из разлога беспотребно великог броја третмана није потребно да се у сваком блоку појављује сваки третман бар једанпут.

5. Литература

1. Хаџивуковић С., Статистички методи, Пољопривредни факултет Нови Сад, Нови Сад, 1991.
2. Миловановић И., Миловановић Е., Дискретна математика, Ун. Ниш, Пел. пр. Ниш, 2000.
3. Радовић И.: Примена Линеарног програмирања, Потез Београд, 2002.
4. Ранђеловић Д., О егзистенциједне класе блок шема и њиховој примени у организацији експеримената у пољопривреди, Саветовање о пољопривреди, Агрономски фак. Чачак, Врњачка Бања СРЈ, 2002.
5. Ранђеловић Д., Ранђеловић М., Existence of one class of Steiner block-schemas and their application in agricultural experiment Organization, MACCEE2003. 2003, Боровец Бугарска
6. Ранђеловић М., Ранђеловић Д., One class of design and their application in the experiment organization, 36 IOC on Mining and Metallurgy 2004., Proc. 66-69, University Belgrade-TF Bor, 2004.
7. Ранђеловић М., Ранђеловић Д., Спасић З.
Примена савремених математичких и информатичких метода у организацији пољопривредне производње, Агрознање - радови са скупа Јахорина 2005.
8. Ранђеловић М., Ранђеловић Д., Јовановић Ј., Јашовић М., Steiner system and symetrical design application in the agricultural experiment organization, III Congress of math. of Macedonia, Struga 2005.

Ранђеловић Милан, дипл. инг. пољопривреде,
Проф др Ранђеловић Драган, Пољопривредни факултет Лешак, Косово, СЦГ
Проф др Пејчић Христивоје, Пољопривредни факултет Лешак, Косово, СЦГ