

**DISKUSIJA STATISTIČKIH POKAZATELJA U FAKTORIJALNIM  
EKSPERIMENTIMA U VOĆARSTVU: I Analiza i diskusija  
interakcijskih efekata.**

**Nikola Mičić  
Gordana Đurić**

Institut za istraživanja u poljoprivredi "Srbija"  
Centar za voćarstvo i vinogradarstvo Čačak

**Sadržaj:** Faktorijalni eksperimenti, uključujući i nezavisne kombinacije svih faktora, omogućavaju istraživaču pre svega da proveri hipoteze u vezi sa interakcijskim efektima. Zato je većini biologa jasno da su rezultati analize faktorijalnih postupaka biološki realniji od jednostrukih analitičkih modela. Budući da je osnovni razlog za uvođenje faktorijalnih eksperimenata provera prisustva interakcijskih efekata, to je i njihova analiza ključna za razumevanje dobijenih rezultata i pravilnu diskusiju samog eksperimenta.

U ovom radu data je osnova modela za analizu i diskusiju interakcijskih efekata.

**Ključne reči:** faktorijalni ogledi, analiza interakcijskih efekata.

**U v o d**

Pojavom personalnih računara i velikog broja korisničkih programa za primenu statističkih analiza stvorene su značajne mogućnosti kako za rad sa velikim bazama podataka, tako i za brzu primenu različitih matematičko-statističkih modela kojima se ispitivana pojava želi opisati ili dokazivati. U tom smislu može se reći da su doskorašnji tehnički problemi obimnih računanja, a koji su bili ograničavajući faktori za širu primenu ovih analiza, praktično nestali. Otvorene velike mogućnosti u primeni različitih matematsko-statističkih metoda, kao i pojava novih složenijih modela i testova, istovremeno pred istraživače postavljaju zadatak da se eksperimentalni pristup metodološki postavi saglasno primenjenim testovima i da se diskusija ovako dobijenih rezultata izvede adekvatno primenjenim analizama.

U tom smislu značajno je podsetiti se navoda Jacob-a (1970) o statističkom zaključivanju, koji kaže da je jedna od karakteristika statističke metode promišljeno i sistematsko zanemarivanje pojedinosti, da je malo važno da li ćemo dobiti sve moguće podatke do detalja i da to i nije cilj, već da je

cilj da se dođe do zakonitosti koja prevazilazi individualne slučajeve.

U biološkim istraživanjima upravo u cilju moguće generalizacije eksperimentalnih rezultata, metoda analize varijanse sa svim faktorima koji su konstantni, osim faktora koji se proučava (tzv. jednostruke klasifikacije), zamenjena je faktorijalnim eksperimentima, koji u osnovi omogućavaju proveru prisutnosti interakcijskih efekata. **U slučaju pojave interakcijskih efekata oni moraju biti istraženi i objašnjeni pre nego što se bilo šta kaže ili zaključi o glavnim efektima** (Bender et al., 1982). Značaj analize interakcijskih efekata važan je i zbog toga što se često javljaju takva međudejstva modaliteta osnovnih faktora da pojedini faktori kao osnovni faktori ne pokazuju statističku značajnost već se ona prenosi ili ispoljava tek kroz interakciju.

Imajući u vidu značaj navedenih konstatacija cilj ovoga rada je da ukaže na značaj analize interakcijskih efekata i njihovu pravilnu diskusiju u faktorijalnim eksperimentima koji se i kod nas primenjuju u većini radova u voćarstvu.

### Faktorijalni eksperiment kao model za analizu i diskusiju

Odgovarajuća analiza i interpretacija rezultata biće prikazani na rezultatima hipotetičnog dvofaktorijalnog ogleada (3×3) u potpuno slučajnom rasporedu datom u tabeli 1.

Tab. 1. Prikaz pretpostavljenih vrednosti ispitivanog uticaja različitih modaliteta tretmana A i B

Ponav- ljanje	a <sub>1</sub>			a <sub>2</sub>			a <sub>3</sub>		
	b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>	b <sub>3</sub>	b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>	b <sub>3</sub>	b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>	b <sub>3</sub>
1	6.2	9.9	18.1	15.2	17.0	20.0	20.0	24.2	20.8
2	12.0	13.7	13.7	12.3	19.3	27.4	14.9	20.1	28.5
3	6.6	16.5	14.5	18.6	19.9	24.0	15.3	25.9	34.1
4	10.5	13.6	20.4	11.5	15.5	29.1	14.5	26.2	29.6
5	11.2	14.3	12.8	13.9	15.8	22.5	18.8	19.6	20.0
Ukupno	46.5	68	79.5	71.5	87.5	123	83.5	116	133

#### Analiza varijanse

Izvori varijacije	Stepeni slobode	Suma kvadrata	Sredina kvadrata	F izračunato
A	2	655.03	327.51	29.036**
B	2	598.93	299.46	26.549**
AB	4	44.23	11.58	0.980
Greška	36	406.06	11.27	
Ukupno	44			

Tab. 2 Srednje vrednosti modaliteta faktora A i B.

$\bar{X}$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$\bar{X}_A$
$a_1$	9.3	13.6	15.9	12.93
$a_2$	14.3	17.5	24.6	18.80
$a_3$	16.7	23.2	26.6	22.17
$\bar{X}_B$	13.43	18.10	22.37	17.97

Test analize varijanse pokazuje statistički visoko značajan uticaj primenjenih tretmana A i B na ispitivanu pojavu. Odsustvo interakcijskih efekata znači da su osnovni faktori nezavisni.

Na osnovu podataka iz tabele 1. ( $F_{AB} < 1$ ) može se zaključiti da bismo dobili potpuno isti broj informacija ili zaključaka i da smo umesto primenjenog dvofaktorijalnog modela:  $X_{ijk} = \mu + \alpha_i + \alpha_j + \alpha_{ij} + \epsilon_{ijk}$  primenili dva odvojena monofaktorijalna eksperimenta:  $X_{ik} = \mu + \alpha_i + \epsilon_{ik}$  (Bender et al., 1982). U tom smislu udžbeničko tumačenje faktorijalnih modela analize varijanse u kojima se ne javljaju značajni interakcijski efekti praktično nema smisla, kao što nema smisla ni tumačiti različite faktorijalne modele a da se pri tom ne da i detaljno objašnjenje za analizu i diskusiju interakcije.

Tako, uvođenjem izmene za tretmansku kombinaciju  $a_3b_2$  ( $x_i$ : 25,6; 26,6; 34,8; 31,2; 26,3) u datom hipotetičkom eksperimentu (tab. 1) interakcija će postati statistički značajna. Odgovarajuća analiza varijanse data je u tabeli 3.

Tab. 3. Analiza varijanse pri izmenjenoj tretmanskoj kombinaciji  $a_3b_2$

Izvori varijacije	Stepeni slobode	Suma kvadrata	Sredina kvadrata	F izračunato
A	2	930.53	465.26	39.021**
B	2	642.63	321.32	26.948**
AB	4	167.73	41.93	3.517*
Greška	36	429.24	11.92	
Ukupno	44			

Tab. 4. Srednje vrednosti modaliteta faktora A i B.

$\bar{X}$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$\bar{X}_A$
$a_1$	9.3	13.6	15.9	12.93
$a_2$	14.3	17.5	24.6	18.80
$a_3$	16.7	28.9	26.6	24.07
$\bar{X}_B$	13.43	20.00	22.37	18.60

Ako se pored izvedene izmene za tretmansku kombinaciju  $a_3b_2$  uvede i izmena za tretmansku kombinaciju  $a_1b_2$  ( $x_i$ : 6.3; 10.2; 8.4; 10.8; 9.3) interakcijski efekat će biti statistički visoko značajan. Odgovarajuća analiza varijanse za ovu izmenu data je u tabeli 5.

Tab. 5. Analiza varijanse pri izmenjenoj tretmanskoj kombinaciji  $a_1b_2$  i  $a_3b_2$

Izvori varijacije	Stepeni slobode	Suma kvadrata	Sredina kvadrata	F izračunato
A	2	1214.71	607.355	52.175**
B	2	601.74	300.872	25.847**
AB	4	248.49	62.122	5.337**
Greška	36	419.059	11.639	
Ukupno	44			

Tab. 6. Srednje vrednosti modaliteta faktora A i B.

$\bar{X}$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$\bar{X}_A$
$a_1$	9.3	9.0	15.9	11.40
$a_2$	14.3	17.5	24.6	18.80
$a_3$	16.7	28.9	26.6	24.07
$\bar{X}_B$	13.43	18.47	22.37	18.09

### Izbor testa za testiranje značajnosti razlika pojedinačnih sredina

Budući da statistička značajnost F-pokazatelja pokazuje samo u okviru kog se osnovnog faktora i interakcije javljaju statistički značajne razlike između pojedinačnih sredina, a time i između uticaja modaliteta određenih primenjenih tretmana, u slučaju njihove statističke značajnosti neophodno je pristupiti testiranju razlika i utvrditi gde se one javljaju kao takve. Na taj način dolazi se i do polaznih osnova za diskusiju samih rezultata istraživanja. Izbor testa kojim će se izvršiti testiranje značajnosti razlika pojedinačnih sredina (Studentov ili t-test (pseudonim Gosseta, cit. Fisher, 1957), 3Sd-test, lsd-test, Nojman-Kejulsov, Dankanov, Danetov, Takejev i dr.) značajno je jer se na taj način bira i nivo strogosti sa kojim će se doneti zaključci o posmatranoj pojavi. Imajući u vidu razlike u stepenu strogosti pojedinih testova u odbacivanju nulte hipoteze, pri izboru testa za testiranje značajnosti razlika pojedinačnih sredina trebalo bi voditi računa o sledećim konstatacijama:

**Test najmanje značajne razlike ili lsd-test** (Cochran and Cox, 1957). Vrednosti ovog pokazatelja mogu biti izračunate na dva načina u zavisnosti od toga da li se lsd-test koristi kao test razlike aritmetičkih sredina dvaju tretmana (1) ili kao multipli test (2) (Mulić, 1969).

$$Lsd_{0,0p} = Sd \cdot t_{0,0p} \cdot 2^{1/2} \quad (1)$$

$$Lsd_{0,0p} = Sd \cdot t_{0,0p} \quad (2)$$

Lsd-test je u analizi eksperimentalnih rezultata najčešće korišćeni test i to za

multipla testiranja. Međutim, Snedecor (1957) smatra, da je primena lsd-testa kao multiplog nepravilna i da se on ne može preporučiti u ogledima kada se testiraju više od dva tretmana, jer se dobija nerealno veliki broj statistički značajnih razlika.

**Višestruki test intervala - Dankanov test** (Dunnican, 1955). Dankanov test se preporučuje za jednostruke modele analize varijanse (Steel and Torrie, 1960.) i pogodan je za multipla testiranja gde se želi izvršiti određeno grupisanje sredina primenjenog tretmana. Snaga ovog testa za odbacivanje nulte hipoteze ista je kao i kod t-testa (Hadživuković, 1991). Ipak, neočekivano i, može se reći dosta nekritički, ovaj test je u poslednje vreme, u pojedinim grupa istraživača, našao veliku primenu u faktorijalnim modelima analize varijanse. Primena Dankanovog testa u ovim modelima analize varijanse, posebno kada se testiraju samo srednje vrednosti pojedinačnih sredina modaliteta i to samo na nivou značajnosti  $D_{0,05}$  može se oceniti kao nizak nivo objektivnosti u statističkom zaključivanju. Naime, test sa pragom osetljivosti koju ima t-test, primenjen samo na nivou značajnosti  $t_{0,05}$ , a što je u pomenutim radovima i najčešće prisutno, dodatno smanjuje kriterijume za donošenje preciznih i pouzdanih ocena u zaključivanju.

**Takejev test** (Tukey, 1949). Takejev test je najosetljiviji i najprecizniji test, i zato ga treba pretpostaviti kod multiplih testiranja i t- i lsd-testu (Mulić, 1969).

**Danetov test** (Dunnnett, cit. Steel i Torri, 1960). Ovaj test se primenjuje kada u planu eksperimenta imamo kontrolnu varijantu ili se testiranje vrši u odnosu na neki definisani standard. Testiranjem razlika sredina utvrđuje se statistička značajnost pozitivnog ili negativnog efekta tretmana u odnosu na kontrolu ili standard. Po strogosti zaključivanja ovaj test je značajno strožiji od t- i lsd-testa.

### Analiza interakcijskih efekata

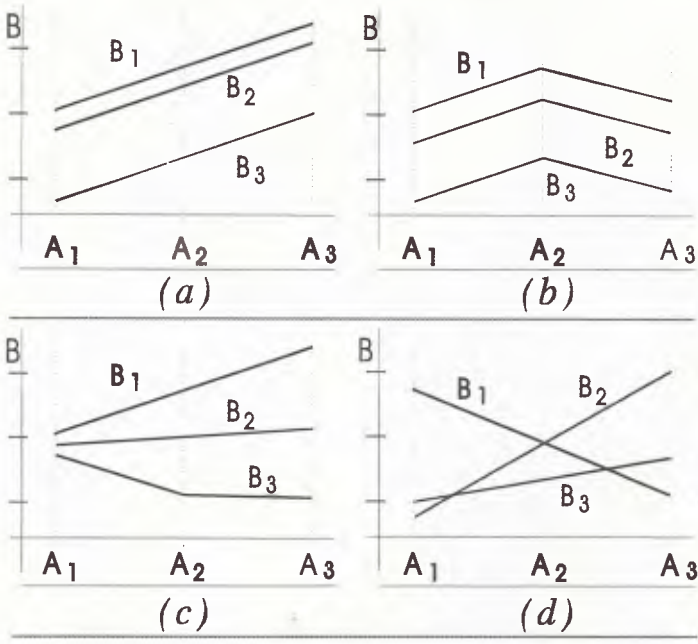
Analizu inerakcijskih efekata možemo izvršiti odgovarajućim tabeliranjem ili grafičkim prikazom odnosa sredina modaliteta faktora u interakciji. Pojava interakcijskih efekata u osnovi označava da tendencije osnovnih faktora i tendencije njihovih pojedinih modaliteta u međusobnom delovanju nisu saglasne (Graf. 1. pod *c* i *d*), odnosno, odsustvo interakcijskih efekata ima za posledicu pojavu paralelizma u tendencijama osnovnih faktora i njihovih modaliteta u međusobnom odnosu (Graf 1. pod *a* i *b*).

TC

Graf. 1 Grafička analiza eksperimenta sa odsustvom interakcije (a i b) i značajnim interakcijskim efektima (c i d).

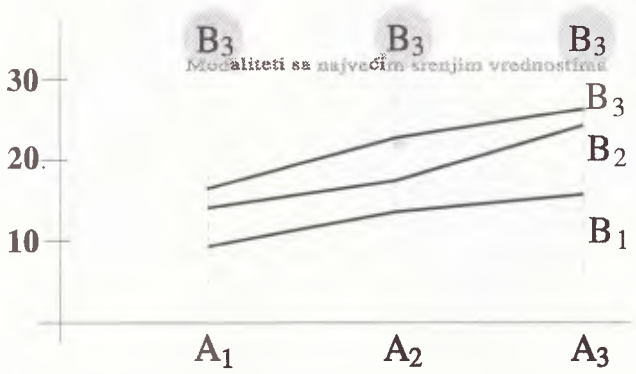
*u ovom grafikonu sa glavnom?*

*pojedinačne su sredine označene b7b27b svuda*



Analiza interakcijskih efekata u hipotetičnom ogledu (Tab. 1.) izvršena je grafički. Tako grafički prikaz interakcije AB iz tabele 2, date na grafikonu 2 (interakcija AB nije statistički značajna), jasno pokazuje da se sve pojedinačne sredine modaliteta tretmana A i B ponašaju saglasno njihovim osnovnim tendencijama. Takođe, u svim kombinacijama sa modalitetima faktora A odnos između modaliteta faktora B je konstantan:  $B_3 > B_2 > B_1$  i obratno. U ovom slučaju izvode se zaključci o osnovnim faktorima kao nezavisnim (npr. modalitet

Graf. 2. Odnos sredina modaliteta faktora A i B u interakciji prema tabeli 2.

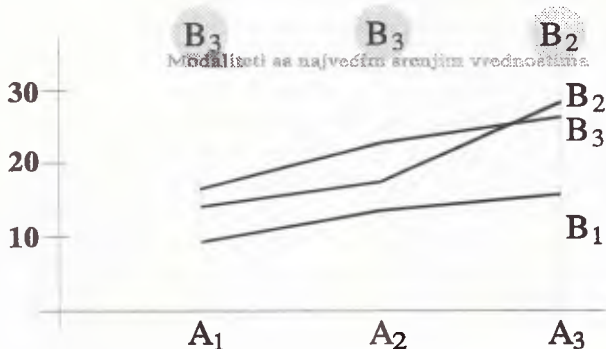


B<sub>3</sub> ima statistički značajno najveću vrednost bez obzira na modalitete faktora A i td.).

Stavljanjem u odnos interakcijskih sredina iz tabele 4, date na grafikonu 3 (interakcija AB je statistički značajna), vidimo da je u odnosu na modalitete faktora A raspored sredina osnovnog faktora B promenjen i to samo u interakciji sa modalitetom A<sub>3</sub>.

U slučaju pojave značajnih interakcijskih efekata ne mogu se izvoditi zaključci o osnovnim faktorima kao nezavisnim, budući da su osnovni faktori zavisni. Naime, ne može se izvesti zaključak o značajnom uticaju jednog modaliteta faktora B (npr. B<sub>3</sub>) bez obzira na modalitete faktora A, budući da se u interakciji sa različitim modalitetima faktora A javljaju različiti odnosi između modaliteta faktora B (npr. u interakciji modaliteta A<sub>1</sub> i A<sub>2</sub> i posmatranih modaliteta faktora B najveću vrednost ima modalitet B<sub>3</sub>, a u interakciji modaliteta A<sub>3</sub> i posmatranih modaliteta faktora B najveću vrednost ima modalitet B<sub>2</sub>).

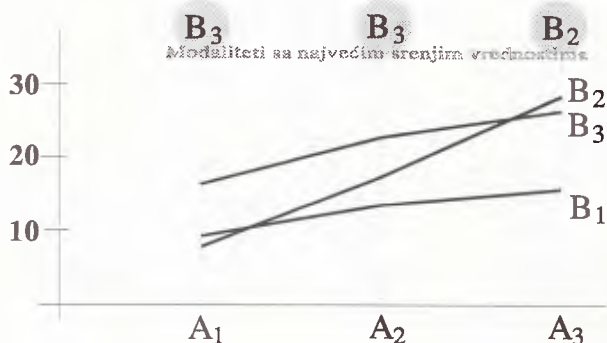
Graf 3. Odnos sredina modaliteta faktora A i B u interakciji prema tabeli 4.



U diskusiji dobijenih rezultata mora se objasniti zašto je odnos sredina osnovnog faktora B ( $B_3 > B_2 > B_1$ ) promenjen samo u odnosu sa modalitetom A<sub>3</sub> ( $B_2 > B_3 > B_1$ ). Imajući u vidu da je do odstupanja došlo kod jedne centralne tendencije tretmana B (B<sub>2</sub>), važno je otkloniti sumnju u mogućnost eksperimentalne greške, a tek potom sistematski proveravati moguću zakonitost u interakciji, odnosno karakter promene tendencije u međusobnom odnosu modaliteta A<sub>3</sub> i B<sub>2</sub>.

Stavljajući u odnos interakcijske sredine iz tabele 6, date na grafikonu 4 (interakcija AB je statistički visoko značajna), vidimo da je u odnosu na sva tri modaliteta glavnog faktora A raspored sredina modaliteta glavnog faktora B različit (za A<sub>1</sub>:  $B_3 > B_1 > B_2$ ; za A<sub>2</sub>:  $B_3 > B_2 > B_1$ ; i za A<sub>3</sub>:  $B_2 > B_3 > B_1$ ). Navedena konstatacija iako je tačna u diskusiji rezultata eksperimenta sama za sebe ne govori puno. U diskusiji ove pojave mora se pristupiti detaljnijoj statističkoj analizi konstatovanih razlika.

Graf. 4. Odnos sredina modaliteta faktora A i B u interakciji prema tabeli 6.



Budući da je interakcija značajna ni ovde se ne mogu izvoditi zaključci o osnovnim faktorima kao nezavisnim već se zaključivanje mora izvesti samo na osnovu detaljne analize odnosa interakcijskih sredina.

Uvidom u grafički prikaz odnosa interakcijskih sredina, vidi se da je tendencija modaliteta B<sub>2</sub> veoma značajno različita od tendencija koje pokazuju modaliteti B<sub>1</sub> i B<sub>3</sub>. Dakle, u izvedenoj analizi uočavamo dve različite tendencije: **I.**) – tendenciju modaliteta B<sub>1</sub> i B<sub>3</sub>, koje su saglasne, ali su na dva različita nivoa kao slučajne razlike iste tendencije ( $b_1 = b_3$ ); i **II**) – tendenciju modaliteta B<sub>2</sub> koja se veoma značajno razlikuje u odnosu na tendenciju modaliteta B<sub>1</sub> i B<sub>3</sub> ( $b_2 \neq b_1$  i  $b_3$ ). Diskusija interakcije u ovom slučaju treba da pruži detaljan odgovor na pitanje o uzrocima pojave različitih tendencija, da li ovako ponašanje ima karakter zakonitosti i šta to znači u metodološkom pristupu daljim istraživanjima.

Pokazani primer i njegova diskusija predstavljaju relativno jednostavan slučaj ispoljavanja međudejstva modaliteta osnovnih faktora, odnosno interakcijskih efekata. Tumačenje složenih odnosa u ispoljavanju interakcijskih efekata traži više međusobnih upoređenja između različitih kombinacija modaliteta. Sugestija B endera i sar. (1982) da se u faktorijalnim analizama u slučaju pojave interakcijskih efekata osnovni faktori ne trebaju ni diskutovati jer to najčešće dovodi do pogrešnih zaključaka, dovoljna je da ukaže na značaj pravilnog razumevanja i diskusije interakcijskih efekata i bez obzira na njihovu složenost.

(Konkretni primeri različitih načina ispoljavanja i diskusije interakcijskih efekata obrađeni su u drugom delu rada: **Diskusija statističkih pokazatelja u faktorijalnim eksperimentima u voćarstvu.**)



## Zaključci

Za precizno i pouzdano donošenje zaključaka na osnovu statističke analize eksperimentalnih rezultata faktorijalnih modela u analizi varijanse, značajno je pravilno diskutovati statistički značajne interakcijske efekte i pravilno odabrati test za testiranje razlika pojedinačnih sredina.

Odsustvo statistički značajnih interakcijskih efekata u modelu analize varijanse znači da su osnovni faktori međusobno nezavisni, odnosno da su sve tendencije interakcijskih sredina saglasne sa tendencijama osnovnih faktora (paralelizam u tendencijama).

Pojava statistički značajnih interakcijskih efekata znači da su ispitivani osnovni faktori međusobno zavisni. Ova zavisnost se ispoljava kao odstupanje određenih interakcijskih sredina modaliteta od tendencija koje iskazuju osnovni faktori ili modalitati međusobno.

Analiza odnosa interakcijskih sredina najlakše se izvodi grafičkom analizom tendencija interakcijskih sredina testiranih modaliteta. Ovu analizu je neophodno izvršiti u slučaju pojave statistički značajnih interakcijskih efekata, i to pre nego što se bilo šta zaključi na osnovu značajnosti razlika osnovnih faktora.

## L i t e r a t u r a

1. Bender, E. F., Douglass, W. L., Kramer, A.: Statistical Methods for food and agriculture. University of Maryland. AVI Publisher Company, Inc. 1982.
2. Cochran, G. W., and Cox, M. G.: Experimental Designs, Second Edition, John Wiley and Sons, Inc. Publishes, New York, 1957.
3. Dunncan, D. B.: Multiple range and multiple F-test, Biometrics, 11, 1955.
4. Fisher, R. A. and Yates, F.: Statistikal for Biological, Agricultural and medical Research. Oliver and Boyd. London, 1957.
5. Hadživuković, S.: Statistički metodi s primenom u poljoprivrednim i biološkim istraživanjima. Poljoprivredni fakultet, Institut za ekonomiku poljoprivrede i sociojologiju sela. Novi Sad, 1991.
6. Mulić, J.: Eksperimentalna Statistika primenjena u poljoprivredi. Institut za poljoprivredna istraživanja Sarajevo, NIP "Zadrugar" Sarajevo, 1969.
7. Jacob, F.: La logique du vivant. Gallimard, Paris, 1970.
8. Snedecor, W. G.: Statistical methods Applied to Experiments in Agriculture and Biology, Fifth Edition, The Iowa State College Press, Ames, 1957.
9. Steel, R. G. D. and Torrie, J. H.: Principles and Procedures of Statistics. Mc Graw-Hill Book Company, New York, 1960.
10. Steel, R. G. D. and Torrie, J. H.: Introduction to Statistics. Mc Graw-Hill Book Company, New York, 1976.

11. Tukey, J. M.: Comparing individual means in the analysis of variance. *Biometrics* 5. 1949.

Primljeno: 15. XII 1993.  
Redigovano: 15. VI 1994

**DISCUSSION ON STATISTICAL INDICATORS IN FACTORIAL EXPERIMENTS IN FRUIT GROWING: I Analysis and discussion of interaction effects**

**Nikola Mičić  
Gordana Đurić**

Agricultural Research Institute "Serbia"  
Fruit and Grape Research Centre - Čačak

**S u m m a r y**

For precise and reliable conclusions drawn according to statistical analysis of experimental results of factorial models in variance analysis, it is of great importance to choose the appropriate test for testing the difference of separate means, as well as to discuss the interaction effects properly.

The analysis of interaction mean ratios is best conducted in a form of graph analysis of separate mean tendencies in observed models. The analysis is necessary in the case of finding statistically significant interaction effects, and should be conducted before any conclusion is drawn on the basis of difference of basic factors. In fact, the absence of statistically significant interaction effects in variance analysis model shows clearly that the separate mean tendencies are in accordance with the basic factor tendencies, whereas the presence of statistically significant interaction effects indicates that some separate mean models deviate from tendencies which basic factors show. Therefore, researchers should analyse and understand all interaction factors, and discuss them before drawing any conclusion on the basis of the difference between main factors in order to observe separate means which deviate from the basic tendencies of main factors.

\* \* \*

Autor's address:

**Dr Nikola Mičić**

Centar za voćarstvo i vinogradarstvo  
32000 Čačak, Jugoslavia.