

**CILJ ISTRAŽIVANJA I LOGIČKO-MATEMATIČKA ARGUMENTACIJA
REZULTATA BIOMETRIČKIH ANALIZA**
**RESEARCH GOAL AND LOGICAL-MATHEMATICAL ARGUMENTATION
OF BIOMETRICAL ANALYSIS RESULTS**

Nikola Mičić¹, Mirsad Kurtović², Zrinka Knezović³ Borut Bosančić¹

Naučni pregledni rad - *Scientific review*

Summary

The first step in defining the experimental approach in biometrical analysis is defining the realistic and expected treatment contribution $[(\bar{x}_{treatment} - \bar{x}_{control})]$, i.e. $\Delta\bar{x}_{T_1-T_2}$ which is assessed as being functional and indicative regardless of the statistical significance of the established differences. Hence, when the experimental results confirm the indicative treatment effects it is expected that those are also confirmed by the appropriate statistical tests. The same is expected also in case when this relationship is inversed. However, in the case when applied statistical test documents conclusions which are contrary to the indicative treatment contribution, then the experimental results and the defined research goals are in an absurd relation and have to be additionally analysed. The first step in the analysis of these relations is checking the variability of the observed experimental units within the samples, i.e. verification of the representability of the experimental samples by the analysis of allowed variations in the argumentation of central tendencies of the treatments. Ignoring the absurd relations regarding the functional or indicative treatment effect as the set research objective and the statistical significance of the differences supporting the research objective in conclusion can make the research itself absurd.

UVOD

Mnoga važna pitanja u poljoprivredi dobijaju odgovore kroz istraživanja koja svoje zaključke crpe iz biometričkih analiza. Obzirom na raširenost softverskih alata koji olakšavaju računanje i rad sa velikim bazama podataka, u poslednje vreme, uočena je tendencija sve šire upotrebe različitih statističkih metoda primenjenih u poljoprivrednim istraživanjima. Ipak, pri tome, česti su slučajevi nerazumevanja opštih uslova za primenu datih metoda, pa tako i njihovih sugestija u zaključivanju koje se uslovno odnose na definisane hipoteze i ciljeve istraživanja. Biometrika, kao metoda interakcijske analize eksperimentalnih, instrumentalnih i logičko-matematičkih

¹ Poljoprivredni fakultet Univerziteta u Banjaluci

² Poljoprivredno-prehrambeni fakultet Univerziteta u Sarajevu

³ Agronomski i prehrambeno-tehnološki fakultet Sveučilišta u Mostaru

metoda u poljoprivrednim i biološkim naukama, jedini je ispravan pristup u istraživanjima zasnovanim na eksperimentalnim uzorcima. To je potvrđeno klasifikacijom primenjene statistike kao uže naučne oblasti u poljoprivrednim naukama (FOS klasifikacija, 2007), što znači da svaki pojedini istraživač u ovim naukama mora da poznaje elementarne i eksperimentalne osnove primene biometričkih metoda. Naime, iako se reprezentativnost eksperimentalnih uzoraka, uzoraka na osnovu kojih se projektuju i potvrđuju parametri eksperimentalno definisanih osnovnih skupova, dakle, novih i eksperimentalno pretpostavljenih osnovnih skupova, ocenjuje isključivo na osnovu analize neobjašnjenih varijacija sa kojima se argumentuju centralne tendencije primenjenih tretmana (Mičić, 1994a, 1994b, 2009, 2011, 2013), ova činjenica se često zanemaruje, i samim tim, postaje uzrok apsurdnih zaključaka. Tako pitanje neobjašnjenih varijacija u analizama srednjih vrednosti kao oceni verovatnoće u ispoljavanju efekta primenjenog tretmana, predstavlja značajno pitanje u aktuelnim radovima iz biometričkih metoda (Makowski i sar. 2014; Stover i Portier 2011). Takođe, iako se u nekim slučajevima za osobine gde su razlike sasvim očigledne, testiranje statističke značajnosti razlika sredina smatra nepotrebnim, što se propisuje čak i u rigoroznom pravilniku UPOV-a (2010), donošenje zaključaka bez analize neobjašnjenih varijacija sa kojima se argumentuje status posmatranog svojstva ili se dokazuje osobenost neke pojave, lako može da dovede do apsurdnih zaključaka.

MATERIJAL I METODE

Istraživanje u ovom radu izvedeno je metodom klasifikacije sledećih pitanja i odnosa u dostupnim naučnim radovima i doktorskim i magistarskim tezama odbranjenim u Bosni i Hercegovini iz oblasti poljoprivrednih nauka u periodu 2009-2012. godine:

- 1) definisani ciljevi istraživanja i matematičko-statistička argumentacija istih;
- 2) usvojeni zaključci i statistička značajnost argumentacije centralnih tendencija tretmana;
- 3) nivo neobjašnjenih varijacija kao faktor reprezentativnosti eksperimentalnih uzoraka.

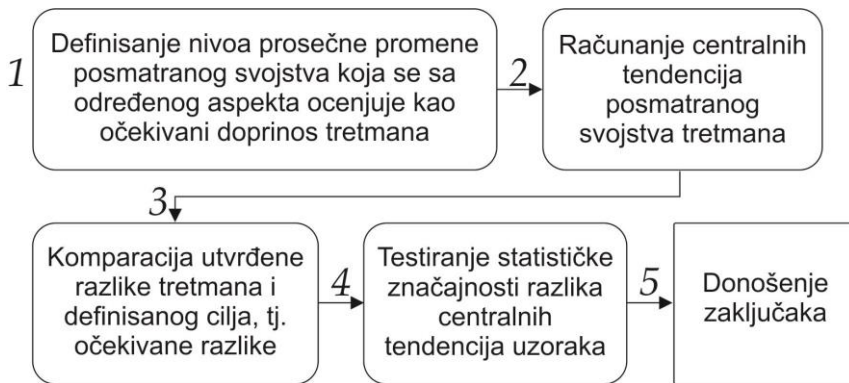
Na osnovu izvedene klasifikacije i uopštavanja prema konstatovanim odnosima, definisan je opšti algoritam odnosa cilja istraživanja, primenjenih statističkih testova i usvojenih zaključaka, kao i četiri osnovne relacije kojima se determiniše usklađenost cilja istraživanja i matematičko-statističkih testova značajnosti ispoljenih razlika.

REZULTATI I DISKUSIJA

Cilj istraživanja u osnovi definiše očekivani efekat tretmana. Međutim u analizama kvantitativnih svojstava biometričkih jedinica posmatranja, u svim analiziranim radovima, očekivani efekat tretmana nije određen kao kvantitativno ili relativno realizovan efekat, odnosno, kao određena kvantitativna promena koja dokazuje da je cilj istraživanja ostvaren. Tako, u svim analiziranim radovima, ciljevi istraživanja dati

su sasvim uopšteno, bez obzira što se u radovima daju konkretni kvantitativni pokazatelji efekata primenjenih tretmana, koji se pri tom i testiraju veoma različitim statističkim testovima. Međutim, statistički metod je u osnovi matematika varijacija, koja nam samo govori sa kojom verovatnoćom se očekuje pojava pojedinih vrednosti analiziranih svojstava statističkih jedinica posmatranja, i ako se to izgubi iz vida, apsurdni zaključci su očekivana pojava. Dakle, ocena statističke značajnosti razlika centralnih tendencija eksperimentalnih uzoraka, odnosno, primenjenih tretmana, limitirana je varijabilitetom podataka u uzorcima (Mičić i Bosančić, 2012; Gaši F., et all., 2013; Z. Knezović, 2014), pa se ocena njihove značajnosti mora metodološki bazirati, pre svega, na pouzdanju oceni njihovih neobjašnjenih varijacija.

Na osnovu izvedene klasifikacije odnosa cilja istraživanja i logičko-matematičke argumentacije efekata primenjenih tretmana, može se definisati algoritam (Sl. 1) osnovnog pristupa istraživanju kvantitativnih svojstava na eksperimentalnim uzorcima.



Sl. 1. Algoritam osnovnog pristupa istraživanju kvantitativnih svojstava na eksperimentalnim uzorcima

Dati algoritam pokazuje da se u cilju istraživanja prvo mora definisati šta je to realan i očekivani doprinos tretmana. Na primer, da li se povećanje ili smanjenje, odnosno, kvantitativna promena analiziranog svojstva biometričkih jedinica posmatranja pod uticajem određenog tretmana od 5%, 15%, 50% ili 100%, ocenjuje kao očekivan i uspešan (ekonomski ili biološki opravdan), uticaj tretmana. Ovde se postavlja sasvim logično pitanje: da li je u biometričkoj analizi kvantitativnih svojstava za ocenu efekta tretmana, koji indukuje promenu posmatranog svojstva, na primer, od 30%, 75% ili 150%, potrebno takvu promenu dokazivati i statističkim testovima značajnosti razlike srednjih vrednosti, i u konačnom, koji su to statistički testovi. Stvarna razlika između kontrolnog i projektovanog tretmanskog osnovnog skupa (δ) mora biti ekonomski ili biološki opravdana, odnosno, ova razlika u poljoprivrednim naukama mora biti od praktičnog značaja. Ukoliko je stvarna razlika između centralnih tendencija tretmana ispod definisanog nivoa (δ) očekivano je da će statistički test zasnovan na eksperimentalnim uzorcima rezultirati odgovarajućim zaključkom (Cochran, 1983). Najviše uticaja na dokazivanje stvarne razlike δ , imaju varijacije i veličina uzorka, i u

manjoj mjeri standardna kontrola statističkih grešaka i jačina statističkog testa (Sokal i Rohlf, 1995). Na primer, ako je iz iskustva poznato i u cilju istraživanja definisano da je $\Delta\bar{x}$ ($\bar{x}_{tret.} - \bar{x}_{kont.}$), tj. $\Delta\bar{x}_{T_1-T_2}$ od 20%, realan i za datu proizvodnju

konkretan i veoma značajan doprinos u promeni analiziranih prosečnih vrednosti posmatranog svojstva, ocena ove promene testiranjem značajnosti utvrđenih razlika može da ima četiri kombinacije različitih odnosa tretmana i statističke značajnosti ispoljenih razlika, i na osnovu toga i donesenih zaključaka (Tab. 1).

Tabela 1. Matematičko-statistički modelirana argumentacija hipotetičkih promena tretmana *Qed* i *Wis* ($n = 15$) u različitim odnosima $\Delta\bar{x}$ (*A, B, C, D*)

Tretman: Odnosi $\Delta\bar{x}$	<i>Qed</i>		<i>Wis</i>		t_{exp} :	$\Delta\bar{x}^*$
	$\bar{x} \pm S_x$	V_k	$\bar{x} \pm S_x$	V_k		
<i>A</i>	30 ± 0,821	10,6	36 ± 1,478	15,9	3,549**	20,0 %
<i>B</i>	30 ± 0,953	12,3	32 ± 1,123	13,6	1,358 ^{nz}	6,67 %
<i>C</i>	30 ± 3,509	45,3	45 ± 6,529	56,2	2,024 ^{nz}	50,0 %
<i>D</i>	30 ± 0,093	1,2	31 ± 0,184	2,3	4,850**	3,33 %

$$*\{ \% \Delta\bar{x} = [(\bar{x}_{Wis} - \bar{x}_{Qed}) / \bar{x}_{Qed}] \times 100\}$$

Iz tabele 1. vidi se da logičko-matematička argumentacija i zaključci do kojih se dolazi u analizi efekta tretmana *Qed* i *Wis* u modeliranom odnosu $\Delta\bar{x}$ pod *A* i *B*, imaju korektnu matematizaciju i logične zaključke. Naime, u predmetnoj tabeli pod *A* vidi se da je tretman *Wis* ostvario za 20% veći efekat u odnosu na tretman *Qed*, kao i da matematičko-statistička argumentacija potvrđuje da je ovaj efekat statistički visoko značajan (3,549**). Takođe, pod *B* u istoj tabeli, vidi se da je tretman *Wis* ostvario za 6,6% veći efekat u odnosu na tretman *Qed*, i da je ovo povećanje značajno manje od očekivanog, kao i da matematičko–statistička argumentacija pokazuje da je ova razlika statistički slučajna (1,358^{nz}).

Za razliku od prethodnog, analiza efekta tretmana *Qed* i *Wis* u modeliranom odnosu $\Delta\bar{x}$ pod *C* i *D*, ukazuje da postoje otvorena pitanja u primenjenoj matematičko-statističkoj argumentaciji, jer se na osnovu iste dobijaju apsurdni zaključci. Naime, pod *C*, vidi se da je tretman *Wis* ostvario čak za 50% veći efekat u odnosu na tretman *Qed*, ali i da matematičko-statistička argumentacija pokazuje da je ovaj efekat statistički slučajna (2,024^{nz}). Ovakav zaključak je apsurdan, jer je centralna tendencija tretmana *Qed* ista u obe kombinacije, pa je apsurdno da se ostvareno veće povećanje tretmana *Wis* pod *C*, nego pod *A*, sada proglašava kao statistički slučajno. Takođe, pod *D*, tretman *Wis* je imao veći efekat u odnosu na tretman *Qed* samo za 3,3% i ova razlika je sada statistički visoko značajna, što je takođe apsurdan zaključak. Naime, pod *B* razlika između srednjih vrednosti ovih tretmana je 6,6% i ona nije statistički značajna, a pod *D*, gde je ova razlika još manja (3,3%), sada se proglašava kao statistički visoko značajna (4,850**).

Evidentno je da su odnosi srednjih vrednosti tretmana i statistička argumentacija istih pod *C* i *D*, u koliziji sa odnosom srednjih vrednosti tretmana i statističkom

argumentacijom pod A i B , posledica neobjašnjenih varijacija podataka u uzorcima, odnosno, da se otvorena pitanja matematičko-statističke analize odnose na reprezentativnost uzoraka pod C ($V_k > 30\%$) i D ($V_k < 5\%$).

Na osnovu modeliranih odnosa u tabeli 1., mogu se izvesti opšte relacije ovih odnosa, koje prema datom algoritmu, predstavljaju prvi korak u analitičkom postupku a koji prethodi testiranju i diskusiji rezultata ili efekta primenjenih tretmana i, u konačnom, i donošenju zaključaka (Tab. 2).

Tabela 2. Opšte relacije odnosa apsolutnih razlika centralnih tendencija i cilja istraživanja u skladu sa matematičko-statističkom argumentacijom zaključaka koji izražavaju te odnose

Relacija ¹	$\Delta\bar{X}_{T_1-T_2}$	Statistički test značajnosti razlika:	Logičko-matematička argumentacija i zaključak:
N_I	$\Delta\bar{X}$ ima očekivani doprinos	Značajan ili visoko značajan	Korektna i očekivan
E_{NI}	$\Delta\bar{X}$ ima očekivani doprinos	Nije značajan	Otvoreno pitanje cilja i reprezentativnosti uzoraka, zaključak je apsurdan
N_{II}	$\Delta\bar{X}$ nema očekivani doprinos	Nije značajan	Korektna i očekivan
E_{NII}	$\Delta\bar{X}$ nema očekivani doprinos	Značajan ili visoko značajan	Otvoreno pitanje cilja i reprezentativnosti uzoraka, zaključak je apsurdan

Opšte relacije N_I i N_{II} potvrđuju realizaciju primenjenih tretmana u skladu sa postavljenim ciljem istraživanja, dok se u relacijama E_{NI} i E_{NII} , potvrđuje realizacija $\Delta\bar{X}_{T_1-T_2}$ koja je takođe saglasna sa ciljem istraživanja, ali matematičko-statistička argumentacija pokazuje suprotno, odnosno da ovi rezultati nisu saglasni sa postavljenim ciljem istraživanja, što nije očekivano. Evidentno je da su apsurdni zaključci posledica matematizacije koja se izvodi na eksperimentalnim uzorcima koji nisu reprezentativni. Zato je u slučaju pojave odnosa iskazanim u relacijama E_{NI} i E_{NII} , neophodno preispitati cilj istraživanja i reprezentativnost uzoraka, odnosno, neobjašnjene varijacije sa kojima se argumentuju centralne tendencije tretmana.

Primer za opštu relaciju E_{NI} , u analiziranim radovima dat je u Tabeli 3.

Tabela 3. Prosečan prinos suvog sena različitih linija smiljkite (Radić, 2010):

Godina:	2006			2007		t_{exp} :	$\Delta\bar{X}^*$
	Linija	$\bar{X} \pm S_x$	Vk	$\bar{X} \pm S_x$	Vk		
	L1	64,6 ± 10,3	35,5	97,1 ± 20,6	47,4	1,412 ^{nz}	50,31 %
	L3	46,3 ± 10,9	52,7	85,8 ± 14,5	43,2	2,179 ^{nz}	85,31 %
	L4	40,4 ± 4,80	26,6	60,3 ± 8,30	30,7	2,082 ^{nz}	49,26 %
	L7	27,8 ± 5,00	38,8	71,5 ± 22,6	70,5	1,892 ^{nz}	157,19 %
	L18	25,8 ± 6,40	55,3	71,5 ± 20,1	61,1	2,271 ^{nz}	177,13 %

$$^* \{ \% \Delta\bar{X} = [(\bar{X}_{2007} - \bar{X}_{2006}) / \bar{X}_{2006}] \times 100 \}$$

¹ Oznake relacija: N – normalno (očekivano), E – pogrešno (apsurdno).

Iz podataka u tabeli 3. vidi se da je apsurdno dokumentovati i zaključiti kako je razlika u prosečnom prinosu suve mase sena od 49% do 177%, statistički slučajna. Apsurdno je dokumentovati i zaključiti da razlika između 25,8 kg i 71,5 kg suvog sena nije statistički značajna ($L18$), tj. da nije opravdana i da ne predstavlja značajan doprinos tretmana. Naime, evidentno je da uzorci u ovom radu nisu bili reprezentativni jer su centralne tendencije uzoraka argumentovane sa varijacijama od 30,7% do 70,5%, što znači da se ovde radilo o nekom neopaženom uticaju na biometričke jedinice posmatranja, odnosno, da su u analiziranim uzorcima bili prisutni podskupovi sa neopaženim tendencijama grupisanja podataka. Imajući u vidu da se u cilju istraživanja navodi izdvajanje germplazme koja će se koristiti kao izvor genetičke osnove za poboljšanje postojećih i selekcionisanje novih kultivara, ovakva argumentacija cilja istraživanja je i dodatno apsurdna.

Primer za opštu relaciju E_{NI} , u analiziranim radovima dat je u Tabeli 4.

Tabela 4. Sadržaj mlečne masti u mleku krava simentalске rase (*Spasić i sar.*, 2009):

Br.	Godine	$\bar{X} \pm S_g$	Vk	Razlika	t_{exp}	$\Delta\bar{X}^*$
1.	1990	3,85 ± 0,003	1,55	1 – 2	5,55**	0,52 %
2.	2000	3,87 ± 0,002	2,32	1 – 3	0,0	0,0
3.	2001	3,85 ± 0,003	1,03	1 – 4	8,00**	1,05 %
4.	2002	3,81 ± 0,004	2,09	2 – 3	5,55**	0,52 %
				2 – 4	13,33**	1,57 %
				3 – 4	8,00**	1,05 %

$$^* \{ \% \Delta\bar{X} = [(\bar{X}_t - \bar{X}_{t-1}) / \bar{X}_{t-1}] \times 100 \}$$

Na osnovu podataka iz tabele 4. zaključuje se da su ispoljene razlike u sadržaju mlečne masti između ispitivanih godina statistički visoko značajne, iako su u apsolutnim iznosima ove razlike veoma male i sa praktičnog aspekta sasvim zanemarljive. Naime, iako su diskusija i zaključci u samom radu saglasni sa dobijenim rezultatima, činjenica da su apsolutne razlike srednjih vrednosti od 0,52% do 1,57% potvrđene kao statistički visoko značajne, jasno pokazuje apsurdnost ovog istraživanja. Evidentno je da uzorci u ovom istraživanju nisu bili reprezentativni jer su njihove centralne tendencije argumentovane sa varijacijama od 1,03% do 2,09%. Ovako male varijacije javljaju se u situacijama kada se radi o istovetnim statističkim jedinicama posmatranja, a u ovom istraživanju muzne krave predstavljaju istovrsne biometričke jedinice posmatranja. Imajući u vidu da se u cilju istraživanja navodi stvaranje ili izbor kvalitetnog genetskog potencijala koji treba da osigura napredak mlečarske proizvodnje, ovakva argumentacija cilja istraživanja nije opravdana i apsurdna je.

U datim primerima objašnjeno je da su zaključci doneti saglasno opštim relacijama E_{NI} i E_{NII} (Tab. 2), apsurdni, čime se izvodi zaključak da je logičan i metodološki ispravan postupak da se centralne tendencije sa ovim relacijama, odnosno, centralne tendencije sa nedozvoljeno niskim ili visokim koeficijentima varijacija, isključe iz eksperimenta,

ili da se posebnim eksperimentalnim postupkom utvrdi uzrok ovakvih variranja (Mičić i Bosančić, 2013; Mičić et al., 2014).

Potvrda prethodnih konstatacija može se izvesti hipotetičkim modeli-ranjem varijabiliteta centralne tendencije, bez obzira na apsolutnu vrednost \bar{x} i broj ponavljanja (n), prema proporcionalu varijacije P_{VK} ($V_k = P_{VK} \cdot 100$), tj. $P_{VK} = \sigma_x / \bar{x}$. Naime, standardna devijacija (σ_x) za datu varijaciju jednaka je proizvodu \bar{x} i P_{VK} , tj. $\sigma_x = \bar{x} \cdot P_{VK}$

Ako se sada uzmu u razmatranje hipotetičke vrednosti $\bar{x}_A = 100$ i $\bar{x}_B = 120$ (\bar{x}_B je za 20% veće od \bar{x}_A) i modeliraju njihove standardne devijacije za varijaciju od 50% ($V_k = 50\% \Rightarrow P_{VK} = 0,5$), sledi da je $\sigma_{x_A} = 50$, a $\sigma_{x_B} = 60$.

Kako je za testiranje statističke značajnosti razlike između $\bar{x}_A = 100$ i $\bar{x}_B = 120$ potrebno i n , statistička značajnost razlika testirana t -testom, pri različitom broju ponavljanja (Tab. 5) u uzorcima iznosi ($s_{\bar{x}_{A,B}} = \sigma_{x_{A,B}} / \sqrt{n^*}$).

Tabela 5. Statistička značajnost razlika testirana t -testom, pri različitom broju ponavljanja u uzorcima (n) za $\bar{x}_A = 100$, $\bar{x}_B = 120$ i $V_k = 50\% \Rightarrow P_{VK} = 0,5$

n^* u uzorku	$\bar{x}_A \pm s_{x_A}$	$\bar{x}_B \pm s_{x_B}$	stepeni slobode (df)	t_{exp}
5	100 ± 22,361	120 ± 26,833	8	0,573 ^{nz}
10	100 ± 15,811	120 ± 18,937	18	0,811 ^{nz}
30	100 ± 9,128	120 ± 10,950	58	1,437 ^{nz}
60	100 ± 6,467	120 ± 7,756	118	1,980 ^{nz}
62	100 ± 6,350	120 ± 7,620	120	2,016*
105	100 ± 4,879	120 ± 5,855	208	2,624**

Iz podataka u tabelarnom prikazu vidi se da je pri varijaciji sa $V_k = 50\%$, neophodno imati preko 60 jedinica posmatranja u uzorcima ($df = 118$) kako bi se dostigao prag statističke značajnosti, a čak preko 105 ponavljanja u uzorcima ($df = 208$) kako bi se dostigao prag statistički visokoznačajne razlike.

Ako se sada uzmu u razmatranje iste hipotetičke vrednosti $\bar{x}_A = 100$ i $\bar{x}_B = 120$ i modeliraju njihove standardne devijacije za varijaciju od 15% ($V_k = 15\% \Rightarrow P_{VK} = 0,15$), sledi da je $\sigma_{x_A} = 15$, a $\sigma_{x_B} = 18$. Testiranje statističke značajnosti sa različitim brojem ponavljanja u ovim uzorcima prikazano je u tabeli 6.

Tabela 6. Testiranje statističke značajnosti sa različitim brojem ponavljanja u uzorcima (n) za $\bar{x}_A = 100$, $\bar{x}_B = 120$ i $V_k = 15\% \Rightarrow P_{VK} = 0,15$

n^* u uzorku	$\bar{X}_A \pm s_{\bar{X}_A}$	$\bar{X}_B \pm s_{\bar{X}_B}$	stepeni slobode (df)	t_{exp}
5	100 ± 6,708	120 ± 8,049	8	1,908 ^{nz}
6	100 ± 6,124	120 ± 7,348	10	2,091*
12	100 ± 4,330	120 ± 5,196	22	2,957**

Iz podataka u u tabelarnom prikazu vidi se da je pri varijaciji $V_k = 15\%$, već sa 6 biometričkih jedinica posmatranja u uzorcima ($df = 10$) dostignuti prag statističke značajnosti, a sa 12 ponavljanja u uzorcima ($df = 22$) dostiže prag statistički visokoznačajne razlike.

Ako se sada uzmu u razmatranje iste hipotetičke vrednosti $\bar{x}_A = 100$ i $\bar{x}_B = 120$ i modeliraju njihove standardne devijacije za varijaciju od 1,2% ($V_k = 1,2\% \Rightarrow P_{VK} = 0,012$), sledi da je $\sigma_{xA} = 1,2$, a $\sigma_{xB} = 1,44$. Modeliranje statističke značajnosti sa različitim brojem ponavljanja u uzorcima predstavljeno je u tabeli 7.

Tabela 7. Modeliranje statističke značajnosti sa različitim brojem ponavljanja u uzorcima (n) za $\bar{X}_A = 100$, $\bar{X}_B = 120$ i $V_k = 1,2\% \Rightarrow P_{VK} = 0,012$

Uzorci	n^* u uzorku	t_{exp}	$t_{0,05} (df = 1)$
$\bar{X}_A \pm s_{\bar{X}_A}$	2	12,709**	12,706
$\bar{X}_B \pm s_{\bar{X}_B}$	2		

Iz podataka u tabelarnom prikazu vidi se da se pri varijaciji $V_k = 1,2\%$, već sa 2 ponavljanja u uzorku dostiže statistički visokoznačajna razlika ($t_{exp} > t_{0,05}$ i pri $df = 1$), a to je apsurd u biološkim istraživanjima.

Analiza apsolutnih razlika između aritmetičkih sredina tretmana i statističke značajnosti ovih razlika u analiziranim radovima i u hipotetički modeliranim odnosima, jasno potvrđuje da je prilikom definisanja ciljeva istraživanja kvantitativnih osobina biometričkih jedinica posmatranja u poljoprivrednim istraživanjima, neophodno proceniti koja je to apsolutna ili relativna razlika između centralnih tendencija koja se ocenjuje kao indikativna promena bez obzira na statističku značajnost iste. Tako u situaciji kada je sa ciljem istraživanja definisana indikativna razlika između tretmana u koliziji sa statističkom značajnošću iste, pre donošenja zaključaka neophodno je oceniti nivo neobjašnjenih varijacija i oceniti njihov uticaj na sugerisane zaključke. Naime, reprezentativnost eksperimentalnih uzoraka, uzoraka na osnovu kojih se projektuju i potvrđuju parametri eksperimentalno definisanih osnovnih skupova, dakle, novih i eksperimentalno pretpostavljenih osnovnih skupova, ocenjuje se isključivo na osnovu neobjašnjenih varijacija unutar tretmana, sa kojima se i argumentuju centralne tendencije primenjenih tretmana ($5\% \leq V_k \leq 30\%$).

ZAKLJUČAK

Prvi korak u definisanju eksperimentalnog pristupa u biometričkim analizama predstavlja određenje realnog i očekivanog doprinosa tretmana $[(\bar{x}_{tretman} - \bar{x}_{kontrola}), \text{ tj. } \Delta\bar{x}_{T_1 - T_2}]$ koji se ocenjuje kao funkcionalan ili indikativan, bez obzira na statističku značajnost utvrđenih razlika. Tako, kada rezultati eksperimenta potvrđuju indikativne efekte tretmana očekivano je da isti budu potvrđeni i odgovarajućim statističkim testovima. Isto se očekuje i u slučaju kada je ovaj odnos obrnut. Međutim, ako primenjeni statistički testovi dokumentuju zaključke suprotne od indikativnog doprinosa tretmana, rezultati eksperimenta i definisani ciljevi istraživanja nalaze se u apsurdnom odnosu i moraju se dodatno analizirati. Prvi korak u analizi ovog odnosa je provera varijabiliteta eksperimentalnih jedinica posmatranja u uzorcima, odnosno, provera reprezentativnosti eksperimentalnih uzoraka analizom dozvoljenih varijacija u argumentaciji centralnih tendencija tretmana. Ignorisanje apsurdnih relacija u odnosu funkcionalnog ili indikativnog efekta tretmana, kao postavljenog cilja istraživanja i statističke značajnosti razlika kojom se argumentuje cilj istraživanja, u konačnom i sam rad može učiniti apsurdnim.

LITERATURA

- Cochran, W.G. (1983): Planning and Analysis of Observational Studies. John Wiley & Sons, Njujork.
- FOS Classification (2007) Revised Field of Science and Technology (FOS) Classification in the Frascati Manual.
- Gasi F., Kurtović M., Kalamujić B., Pojskić N., Grahić J., Kaiser C., Meland M. (2013): Assessment of European pear (*Pyrus communis* L.) genetic resources in Bosnia and Herzegovina using microsatellite markers. *Scientia Horticulturae* 01/2013; DOI:10.1016/j.scienta.2013.04.017.
- Knezović Z. (2014): Biometrika, Sveučilište u Mostaru, COBISS.BH-ID 21161734.
- Makowski D., Vicent A., Pautasso M., Stančanelli G., Rafoss T. (2014) Comparison of statistical models in a meta-analysis of fungicide treatments for the control of citrus black spot caused by *Phyllosticta citricarpa*. *European Journal of Plant Pathology*, DOI 10.1007/s10658-013-0365-6.
- Mićić N., Đurić G., Jovanović M. (1994): Diskusija statističkih pokazatelja u faktorijskim ogledima u voćarstvu: II Analiza diskusije interakcijskih efekata u aktuelnim radovima iz oblasti voćarstva. *Jugosl. voćar. Br.* 105 - 106. str: 89-102.
- Mićić N., Đurić G. (1994): Diskusija statističkih pokazatelja u faktorijskim ogledima u voćarstvu: I Analiza i diskusija interakcijskih efekata. *Jugosl. voćarstvo br.* 105-106. str. 79-88.
- Mićić N., Đurić G., B. Važić. (2009): Biometrika i eksperimentalna statistika. *Agrozanje (ISSN 1512-6412) vol. 10, br. 3, 5-16.*

- Mičić N. (2011): Eksperimentalna biometrika. NVDRS, Banja Luka, COBISS.BH-ID 2370584.
- Mičić N., Bosančić, B. (2012): Varijabilitet i koeficijenti varijacije u biološkim i poljoprivrednim istraživanjima. *Agroznanje*, 13(3): 331-342. DOI:10.7251/AGRSR1203331M.
- Mičić N. (2013): Elementarna biometrika. HNDBiH, Banja Luka. COBISS.BH-ID 4017432.
- Mičić N., Bosančić B. (2013): Zamke deskriptivnog i inferencijalnog statističkog pristupa u biološkim i poljoprivrednim naukama. *Agroznanje*, vol. 14, br.4., 617-630. DOI: 10.7251/AGRSR1304617M.
- Mičić N., Komić J., Bosančić B. (2014): Biometrical analysis in between the descriptive and the inferential mathematical-statistical approach. 21st International Scientific Symposium on Biometrics BIOSTAT 2014 to be held in Dubrovnik, p.: 36.
- Radić V. (2010): Genetička varijabilnost i metode selekcije *Lotus corniculatus* L. Magistarski rad, Poljoprivredni fakultet Univerziteta u Banjaluci. 95 strana.
- Sokal, R. R, Rohlf, F. J. (1995): *Biometry, the Principles and Practice of Statistics in Biological Research*, 3rd Edition. W. H. Freeman and Company, Njujork.
- Spasić Z., Rančić, P., Milošević B., Đorđević I., Stolić N. (2009): Analiza kvalitativnih osobina laktacija populacije krava simentalne rase po godinama proizvodnje na teritorije opštine Leskovac. *Agroznanje*, vol. 10., br. 4. str 107 – 113.
- Stover E., Portier K. (2011): Design of Field Experiments: Influence of Treatment Response Relative to Standard Deviation and Blocking Factor Characteristics on Efficient Blocking Strategy. *Journal of the American Pomological Society* 65(1): 2-16.
- UPOV (2010): General Introduction to the Examination of Distinctness, Uniformity and Stability and the Development of Harmonized Descriptions of New Varieties of Plants (document TG/1/3, TGP/7/2 – Development of Test Guidelines). UPOV, Ženeva.