

Dr Đurđica Vasilj,
Poljoprivredni fakultet Sveučilišta u Zagrebu

POSTAVLJANJE I STATISTIČKA OBRADA POKUSA PO SPLIT—BLOK SHEMI

Višefaktorijsni pokusi se uglavnom postavljaju prema slučajnom bloknom rasporedu ili latinskom kvadratu, a često i po split-plot shemi. Ona uključuje dijeljenje tzv. velikih parcela na kojima su zastupljene stepenice »glavnog faktora« na manje parcele stepenica »podfaktora«.

Postavljanje pokusa po split-plot shemi ima opravdanja u svim onim slučajevima gdje se unaprijed zna koji od faktora je jačeg, a koji slabijeg djelovanja (otuda »glavni faktor« i »podfaktor«), pa se svaki od faktora testira s adekvatno velikom varijancom pogreške (procjenjuje se naime varijanca pogreške za svaki faktor).

Ova shema je prihvatljiva u svim onim slučajevima gdje faktori tehničke naravi onemogućavaju postavljanje pokusa prema nekoj drugoj shemi (velike parcele nužne kod pokusa s navodnjavanjem, obradom tla, zaprašivanjem, prskanjem ili kombinacijom ovih i sličnih zahvata). Međutim, i u tom slučaju se mora poznavati začina djelovanja faktora i na temelju toga ocijeniti mogućnosti primjene kao i položaj faktora (glavni« ili »podfaktor«).

U ovakvim pokusima svaka stepenica »glavnog faktora« je zastupljena u ponavljanju samo jedamput, dok su stepenice »podfaktora« zastupljene (doduše na manjim parcelama) u svakom ponavljanju u svakoj stepenici »glavnog faktora«. Time se omogućava preciznija procjena djelovanja »podfaktora« — faktora čije je djelovanje teže procijeniti.

Varijanca pogreške cijelog pokusa kod split-plota dijeli se na adekvatno velike dijelove za testiranje svakog od ispitivanih faktora. U protivnom, testiranjem oba faktora s istom pogreškom (pogreškom cijelog pokusa), a u slučaju da jedan faktor djeluje jače a drugi slabije, proveo bi se prestrogi test za jedan faktor, a možda preblagi test za drugi faktor.

Split-plot shema se prilično često u praksi primjenjuje (ponekad doduše i potpuno bezrazložno), pa nije potrebno navoditi detalje.

Međutim, na oko sličnu situaciju, a ipak u mnogočemu bitno različitu, susrećemo kod postavljanja i statističke obrade pokusa po tzv. split-blok shemi. Naime, u gnojidbenim pokusima, pokusima s obradom tla, ili pokusima u travnjaštvu (ispaša ili košnja), pokusima s prskanjem ili prašenjem (pesticida ili gnojiva), odnosno u svim onim slučajevima gdje se koristi uobičajena mehanizacija (iz čega jako često proizlaze velike parcele), mora se pribjeći jednoj posebnoj shemi postavljanja pokusa, tzv. split-bloku.

Raspored članova pokusa (a pokus je svakako u tom slučaju dvofaktorijelni) je takav, da su stepenice pojedinih faktora raspoređene u prugama-trakama kroz cijeli pokus.

Za razliku od split-plota, ovdje se radi o jednako velikim parcelama za oba faktora, ali raspoređenim u dva smjera. Ponavljanje je u jednom smjeru podijeljeno u pruge stepenica jednog, a u drugom smjeru u pruge stepenica drugog faktora.

Pri tom jedan faktor može biti raspoređen prema jednoj, a drugi prema nekoj drugoj metodi postavljanja pokusa.

Drugim riječima, jedan faktor može biti postavljen recimo prema slučajnom bloknom rasporedu, a drugi prema latinskom kvadratu ili obratno.

Dakako da i oba faktora mogu slijediti slučajni blokni raspored. Koji od rasporeda će se izabrati, to zavisi o konkretnoj situaciji (broj stepenica pojedinog faktora, raspoloživa površina tla ili sl.).

Na podacima agrotehničkog pokusa kojeg su 1971. godine proveli Butorac, Lacković i Beštak** (rješavajući problematiku obrade i gnojidbe kukuruza) bit će prikazan plan i potpuna statistička analiza podataka pokusa postavljenog prema split-blok shemi.

U pokusu su ispitivane 4 različite gnojidbe (G_0, G_1, G_2 i G_3) i 4 obrade načina predsjetvene pripreme tla (O_1, O_2, O_3 i O_4) kod kukuruza.

Svrha pokusa bila je utvrditi da li ispitivani faktori (gnojidba i obrada) kao i njihova interakcija uzrokuju kakve signifikantne razlike u prinosima kukuruza. Radi se dakle o dvofaktorijelnom pokusu s faktorima: G-gnojidba i O-obrada, odnosno 16 kombinacija koje rezultiraju iz stepenica ovih faktora.

Obzirom na tehničku stranu izvođenja pokusa, tj. korištenje oruđa (stroja) za različite načine predsjetvene obrade kao i primjenu različitih gnojidbi, pokus je bio postavljen po split-blok shemi ili točnije, kombinaciji slučajnog blokno rasporeda i latinskog kvadrata. Kako je različite načine obrade tla bilo najpogodnije izvesti na relativno dugim parcelama, to je za faktor »obradu« primijenjen slučajni blokni raspored, a za faktor »gnojidbu« latinski kvadrat. Pokus je stoga imao 4 ponavljanja.

Svaka stepenica faktora O zastupljena je u prugama preko svih stepenica faktora G. Plan tog pokusa, zajedno s podacima o prinosu kukuruza (u kg po parceli veličine 45 m²) je u tabeli 1.

Kako je za faktor gnojidbu (G) upotrebljena metoda latinskog kvadrata, redovi predstavljaju vodoravne a stupci okomite repeticije stepenica faktora G. Drugi faktor — obrada (O) slijedi slučajni blokni raspored s 4 ponavljanja. Ovdje treba uočiti da su ponavljanja faktora O isto što i okomite repeticije (stupci) faktora G, pa se o tome mora voditi računa kod provođenja analize varijance.

** Zahvaljujem kolegama Butorcu, Lackoviću i Beštaku na ustupljenim podacima.

Tabela 1

	I stupac			II stupac			III stupac			IV stupac			Sume re- dova (= vodorav- 0 ₁ nih po- navljanja)								
	0 ₄	0 ₃	0 ₁	0 ₂	0 ₃	0 ₁	0 ₂	0 ₄	0 ₁	0 ₂	0 ₄	0 ₃		0 ₄	0 ₃						
I red	50,9	50,4	G ₁	66,2	60,7	66,8	G ₃	66,0	66,8	69,0	58,9	42,0	G ₀	59,3	49,0	73,7	72,8	G ₂	53,8	51,3	947,0
II red	64,1	59,4	G ₃	64,0	57,2	47,0	G ₁	58,6	59,5	64,5	67,3	52,0	G ₂	69,5	56,0	58,4	67,9	G ₀	40,6	36,3	922,0
III red	49,9	55,6	G ₂	68,8	56,9	49,1	G ₀	48,5	49,8	55,0	65,0	54,0	G ₁	60,2	51,6	67,9	71,2	G ₃	61,8	53,7	929,0
IV red	35,7	48,7	G ₀	56,7	46,6	59,0	G ₂	75,1	63,4	66,0	65,7	61,9	G ₃	67,0	58,5	63,5	69,7	G ₁	53,7	46,0	937,2
Sume stu- paca (= okomitih ponavljanja)			891,8			953,5			947,9				942,3		Σx=3735,5						

Analiza varijance svakog pokusa provodi se naime u tri dijela, pri čemu se procjenjuju tri varijance pogreške kako bi se moglo valjano testirati djelovanje svakog od ispitivanih faktora i njihovu interakciju.

Sume kvadratnih odstupanja za pojedine izvore varijabiliteta računaju se kako slijedi:

Ukupna suma kvadratnih odstupanja (koja će se dalje označavati kao SQ ukupno) računa se iz tabele 1 kao:

$$SQ \text{ ukupno} = 50,9^2 + \dots + 46,0^2 - CF = 5089,82$$

pri čemu je CF faktor korekcije ili

$$\frac{(\sum x)^2}{n} = \frac{3735,2^2}{64} = 218030,63$$

Analiza koja se odnosi na faktor G postavljen prema metodi latin-skog kvadrata, provodi se (uz pomoć podataka sređenih kao u tabeli 2) na slijedeći način:

Tabela 2

Vodoravna ponavljanja (= redovi)	G ₀	G ₁	G ₂	G ₃	Sume vodoravnih ponavljanja
I	209,2	228,2	251,6	258,0	947,0
II	203,2	229,6	244,8	244,7	922,3
III	202,4	240,8	231,2	254,6	929,0
IV	187,7	232,9	263,5	253,1	937,0
Sume za G	802,5	931,5	991,1	1010,4	$\sum x = 3735,5$

$$SQ \text{ ukupno za G} = \frac{209,2^2 + \dots + 253,1^2}{4} - CF = 1896,50$$

$$SQ \text{ vodoravnih ponavljanja} = \frac{947,0^2 + \dots + 937,0^2}{16} - CF = 21,32$$

$$SQ \text{ okomitih ponavljanja} = \frac{891,8^2 + \dots + 942,3^2}{16} - CF = 151,44$$

$$SQ \text{ gnojidbe (G)} = \frac{802,5^2 + \dots + 1010,4^2}{16} - CF = 1649,74$$

$$SQ \text{ pogreška (a)} = 1896,50 - 21,32 - 151,44 - 1649,74 = 74,00$$

Dio analize koji se odnosi na »obradu« (0), faktor koji slijedi slučajni blokni raspored, provodi se uz pomoć podataka u tabeli 3.

Tabela 3

Okomita ponavljanja (= stupci)	0 ₁	0 ₂	0 ₃	0 ₄	Sume okomitih ponavljanja
I	255,7	221,4	214,1	200,6	891,8
II	248,2	239,5	211,3	254,5	953,5
III	256,9	209,9	225,1	256,0	947,9
IV	187,3	263,5	209,9	281,6	942,3
Sume za 0	948,1	934,3	860,4	992,7	Σ _x =3735,5

$$\text{SQ ukupno za 0} = \frac{255,7^2 + \dots + 281,6^2}{4} - \text{CF} = 2717,57$$

$$\text{SQ ponavljanje (= stupaca)} = 151,44$$

$$\text{SQ obrade (0)} = \frac{948,1^2 + \dots + 992,7^2}{16} - \text{CF} = 566,34$$

$$\text{SQ pogreške (b)} = 2717,57 - 151,44 - 566,34 = 1999,79$$

I na kraju treba još izračunati SQ za interakciju. Iz tabele 4 (gdje se nalaze vrijednosti za svih 16 kombinacija koje proizlaze iz stepenica faktora G i O) izračuna se SQ kombinacija, a otud i SQ interakcije G x O.

Tabela 4

G \ 0	0 ₁	0 ₂	0 ₃	0 ₄	Sume za G	Prosjeci (x̄) za G
G ₀	200,4	196,8	187,4	217,9	802,5	50,16
G ₁	235,8	237,7	212,7	245,3	931,5	58,22
G ₂	262,5	246,0	224,4	258,2	991,1	61,94
G ₃	249,4	253,8	235,9	271,3	1010,4	63,15
Sume za 0	948,1	934,3	860,4	992,7	Σ _x =3735,5	

$$\text{SQ kombinacija} = \frac{200,4^2 + \dots + 271,3^2}{4} - \text{CF} = 2298,88$$

$$\begin{aligned} \text{SQ interakcije} &= \text{SQ komb.} - \text{SQ}_G - \text{SQ}_O = \\ \text{G x O} &= 2298,88 - 1649,74 - 566,34 = 82,80 \end{aligned}$$

Preostaje još izračunati onaj dio pogreške s kojim će se testirati interakcija G x O.

$$\begin{aligned} \text{SQ pogreške (c)} &= \text{SQ}_{\text{ukupno}} - \text{SQ}_{\text{redova}} - \text{SQ}_{\text{stupaca}} - \text{SQ}_G - \\ &\quad - \text{SQ}_{\text{pogreška (a)}} - \text{SQ}_O - \text{SQ}_{\text{pogreške (b)}} - \text{SQ}_{\text{GxO}} = \\ \text{SQ pogreške (c)} &= 5089,82 - 21,32 - 151,44 - 1649,74 - 74,00 - \\ &\quad - 566,34 - 1999,79 - 82,80 = 544,39 \end{aligned}$$

Sve izračunane SQ vrijednosti zajedno s pripadajućim slobodnim varijantama (n-1) nalaze se u konačnoj tabeli analize varijance ovog pokusa (tabeli 5).

Tabela 5

Izvori varijabiliteta	n-1	SQ	s ²	F
Ukupno (za cijeli pokus)	63	5089,82		
Ukupno za G	15	1896,50		
vodoravna ponavlj.	3	21,32		
okomita ponavlj.	3	151,44		
G	3	1649,74	549,91	44,6**
pogreška (a)	6	74,00	12,33	
Ukupno za O	15	2717,57		
ponavljanje	(3)	(151,44)		
O	3	566,34	188,78	0,85
pogreška (b)	9	1999,79	222,20	
G x O	9	82,80	9,20	0,46
pogreška (c)	27	544,39	20,16	

»F« test pokazuje da je jedino djelovanje faktora gnojidbe statistički opravdano (signifikantno), a to znači da su opravdane jedino razlike između prosječnih priroda kukuruza uzrokovanih različitom gnojidbom.

Koja od četiri ispitivane gnojidbe uzrokuje najveći prirod kukuruza, odnosno koje su razlike u prosječnim prirodima dobivenim uz primjenu različitih gnojidbi signifikantne, utvrdi se »t« testom (tj. računanjem najmanje ili granične razlike, a koja se u literaturi označava kao LSD ili GD), tj. $GD = t \cdot s_d$

$$S_d = \sqrt{\frac{2 \times s^2}{n \times n_o}} = \sqrt{\frac{2 \times 12,33}{4 \times 4}} = 1,24$$

gdje je n_r = broj ponavljanja n_o = broj stepenica faktora O, a s_a^2 varijance pogreške (a).

$$\begin{aligned} GD_{P=5\%} &= 2,45 \cdot 1,24 = 3,04 \text{ kg} \\ GD_{P=1\%} &= 3,71 \cdot 1,24 = 4,60 \text{ kg} \end{aligned}$$

U tabeli 4 nalaze se i prosječni prirodni prema stepenicama faktora G (u kg po parceli 45 m²). Želimo li utvrditi koji prosječni prirod je opravdano veći od recimo priroda dobivenog nakon primjene gnojidbe Go, testiramo razlike u odnosu na $\bar{X}_{go} = 50,16$ kg, odnosno $\bar{X}_{go} + GD_{5\%}$ i $\bar{X}_{go} + GD_{1\%}$ (50,16 + 3,04 = 53,20 i 50,16 + 4,60 = 54,76).

To znači da su svi prosječni prirodni koji su veći od 53,20 kg/parceli (odnosno 54,76 kg/parceli) signifikantno veći od priroda dobivenog gnojidbom s go i to uz P = 5% (odnosno P = 1%).

Obzirom da se sve prosječne vrijednosti veće od \bar{X}_{go} opravdano razlikuju od \bar{X}_{go} , to se može utvrditi da su sve ispitivane gnojidbe uzrokovale opravdano veće prinose od Go, gdje je Go gnojidba bila vjerovatno ujedno i kontrola.

Obratno, ako se želi utvrditi koja stepenica faktora G je uzrokovala signifikantno najveći prirod, naprave se usporedbe u odnosu na najveću prosječnu vrijednost (a ta je $\bar{X}_{g3} = 63,15$ kg (parceli) tj. $\bar{X}_{g3} - GD_{5\%}$ i $\bar{X}_{g3} - GD_{1\%}$ (63,15 - 3,04 = 60,1) i (63,15 - 4,60 = 58,55)

Dakle uz gnojidbu G₃ dobiven je opravdano veći prirod od svih onih vrijednosti koje su manje od 60,11 uz P = 5% (ili od 58,55 uz P = 1%), a to su Go i G₁.

Osim toga može se utvrditi da je primjenom gnojidbe G_2 dobiven isti prirod kao i kod G_3 (jer je razlika između njihovih prosječnih vrijednosti u granicama slučajnosti).

Kako »F« test ni za faktor »obradu« niti za interakciju gnojidba \bar{x} obrada nije opravdan, to znači da različiti načini predstjetvene obrade a ni kombinacije pojedinih gnojidbi i obrada nisu uzrokovali signifikantne razlike u prinosima kukuruza. Zato, naravno, ne treba ni provoditi »t« test.

Kad bi »F« tekst i za faktor O i za interakciju bio opravdan, »t« test bi se proveo na uobičajeni način, samo bi se kod računanja pogreške difference S_d uzela u obzir ili pogreška (b) ili pogreška (c).

Tako bi pogreška difference za komparaciju prosječnih vrijednosti stepenica faktora O bila:

$$S_d = \sqrt{\frac{2 \times s^2 b}{n \times n}} \quad \begin{matrix} r & g \end{matrix}$$

Za interakciju koja uključuje kombinacije različitih stepenica oba faktora, pogreška difference bi se računala za različite usporedbe različito. Naime, mogu se na primjer komparirati kombinacije u kojima je jedan faktor u istoj a drugi u različitoj stepenici, pa su u tom slučaju pogreške diferencij:

$$\begin{matrix} G_1 O_1 & - & G_0 O_1 \\ & & \text{ili} \\ G_1 O_2 & - & G_1 O_1 \end{matrix} \quad S_d = \sqrt{\frac{2 [(n_o - 1) S_c^2 + S_a^2]}{n_r \times n_o}}$$

$$S_d = \sqrt{\frac{2 [(n_G - 1) S_c^2 + S_b^2]}{n_r \times n_G}}$$

Ovdje je prikazana analiza podataka pokusa postavljenog po split-bloku, gdje je jedan faktor slijedio raspored latinskog kvadrata, a drugi slučajni blokni raspored.

Često puta će međutim biti bolje pokus postaviti tako, da su oba faktora raspoređena prema slučajnom bloknom rasporedu.

Pretpostavimo li faktore: A sa 4 stepenice i B sa 3 stepenice (dakle 4 x 3 pokus), split-blok shema u 5 ponavljanja pri čemu oba faktora slijede slučajni blokni raspored, bi izgledala ovako:

Ponavljjanje					
I	b_1	a_2	a_4	a_1	a_3
	b_0				
	b_2				
II	b_0	a_3	a_4	a_2	a_1
	b_2				
	b_1				
III	b_2	a_1	a_2	a_4	a_3
	b_0				
	b_1				
IV	b_2	a_4	a_3	a_1	a_2
	b_1				
	b_0				
V	b_2	a_2	a_1	a_3	a_4
	b_0				
	b_1				

Tabela analize varijance i broj slobodnih varijanata za ovaj slučaj bili bi:

Izvori varijabiliteta	$n - 1$
Ukupno (za cijeli pokus)	59
Ukupno za A	19
ponavljanje	4
A	3
pogreška (a)	12
Ukupno za B	14
ponavljanje	(4)
B	2
pogreška (b)	8
A x B	6
pogreška (c)	24

U primjeni split-blok shema moguće je jedan faktor postaviti prema slučajnom rasporedu, a drugi prema latinskom kvadratu, obratno nego u opisanom primjeru.

Ako uzmemo opet kao primjer dva faktora i to A sa 4 stepenice, a B sa 3 stepenice, i slučaj da A slijedi slučajni blokni raspored, a B latinski kvadrat (stoga će pokus imati 3 ponavljanja) tada će shema tog pokusa biti:

	I stupac				II stupac				III stupac			
	a ₃	a ₁	a ₄	a ₂	a ₁	a ₃	a ₂	a ₄	a ₃	a ₁	a ₂	a ₄
I red	b ₁				b ₀				b ₂			
II red	b ₂				b ₁				b ₀			
III red	b ₀				b ₂				b ₁			

Tabela analize varijance i broj slobodnih varijanata za pojedine izvore varijabiliteta je:

Izvori varijabiliteta	n - 1
Ukupno (za cijeli pokus)	35
Ukupno za A	11
Okom. ponavljanje (stupci)	2
A	3
pogreška (a)	6
Ukupno za B	8
(okom. ponavljanje (stupci)	(2)
vodorav. pon. (redovi)	2
B	2
pogreška (b)	2
A x B	6
pogreška (c)	12

Uz već spomenute prednosti treba navesti i nedostatke ovakvih shema.

Naime, u odnosu na slučajni blokni raspored, kod split-bloka se dobije slabiji uvid u glavna djelovanja faktora, ali zato se interakcija procjenjuje mnogo preciznije.

Općenito govoreći, kod split-plota i split-bloka bilo koje vrste, rješavaju se prvenstveno one hipoteze koje se odnose na ispitivanje međusobne zavisnosti faktora (interakciju), odnosno najčešće na reakciju »podfaktora« na različite uvjete (stepenice) »glavnog faktora«.

Obzirom da je često pogodno i interesantno postavljati pokuse baš prema ovakvim shemama, pretpostavljam da će ovaj primjer biti od praktične koristi kako kod postavljanja tako i kod statističke analize pokusnih podataka.

LITERATURA

- Cochran, W. G. and Cox, G. M.: Experimental designs. — John Wiley and Sons, New York, 1957.
- Federer, W. T.: Experimental design. Theory and application.— Macmillan Company, New York, 1955.
- Le Clerg, E. L.: Relative efficiency of randomized block and split-plot designs of experiments concerned with damping off data for sugar beets. *Phytopathology* 27, 1937.
- Le Clerg, E. L.; Leonard, W. H. and Clark, A. G.: Field plot technique. Burgess publishing company, Minneapolis, 1962.

SPLIT-BLOCK DESIGNS — ARRANGEMENT OF THE PLOTS AND STATISTICAL ANALYSIS OF DATA

by

Dr. Đurdica Vasilj
Faculty of Agriculture, Zagreb

S U M M A R Y

Arrangement of plots termed a split-blok as well as the statistical analysis of data has been discussed.

It may be necessary sometimes to arrange the sub-plot treatments in stripes across each replication. Therefore the analysis of variance is divided into three parts with appropriate error terms for each factor and the interaction.

One example has been given, using the data from an two factorial experiment with four fertilizers and four types of soil cultivation in corn.