

## Analiza varijanse u nacrtima sa ponovljenim merenjima: zadaci sa rešenjima

**Rešenja uradila Jovana Branković, studentkinja psihologije, generacija 2012/2013**

### **Zadatak 1**

U fajlu **spavanje\_motorika.sav** dati su podaci o broju grešaka u izvođenju jednog motornog zadatka posle 24 sata nespavanja (varijabla **mot24hns**), 36 sati nespavanja (**mot36hns**) i 48 sati nespavanja (**mot48hns**) dobijeni na istoj grupi ispitanika u ove tri situacije.

Ustanoviti postoji li efekat dužine nespavanja na uspešnost u izvođenju motorne veštine.

#### Postupak:

Da bismo ispitali da li postoji efekat dužine nespavanja na motornu uspešnost primenjujemo postupak analize varijanse za nacrt sa ponovljenim merenjima:

#### **Analyze – General Linear Model – Repeated Measures...**

U polju *Within-Subject Factor Name* možemo dati ime ponovljenom faktoru, a to će u ovom slučaju biti **duzina\_nespavanja**. U odeljku *Number of Levels* upisujemo broj nivoa ponovljenog faktora, što je u našem slučaju 3. Klikom na **Define** otvara se prozor *Repeated Measures* gde varijable sa leve strane jednostavno raspoređujemo po nivoima na desnoj strani u odeljak *Within-Subject Variables* klikom na strelicu u tom pravcu. Potom klikom na *Options* uključimo opciju *Descriptive Statistics* da bismo u ispisu dobili aritmetičke sredine i standardne devijacije po nivoima faktora. Klikom na *OK* dobijamo ispis.

#### Ispis:

U tabeli Descriptives vidimo aritmetičke sredine, standardne devijacije i broj rezultata na zavisnoj varijabli broja grešaka u izvođenju motornog zadatka po nivoima faktora dužina nespavanja.

Descriptive Statistics			
	Mean	Std. Deviation	N
Broj_gresaka_u_zadatku_motorne_vestine posle 24 h nespavanja	1,40	1,350	10
Broj_gresaka_u_zadatku_motorne_vestine posle 36 h nespavanja	2,50	1,780	10
Broj_gresaka_u_zadatku_motorne_vestine posle 48 h nespavanja	5,00	2,055	10

Rezultati testiranja efekta ponovljenog faktora koji smo ranije imenovali pojavi se pod istim tim imenom kao deo tabele **Test of Within-Subject Effects**. Tu vidimo vrednost F-statistika koji služi za testiranje značnosti razlike između aritmetičkih sredina po nivoima ponovljenog faktora, kao i verovatnoću p (u koloni **Sig.**) za određivanje značnosti F-statistika.

#### Tests of Within-Subjects Effects

Measure: MEASURE_1						
Source		Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
duzina_nespavanja	Sphericity Assumed	68,067	2	34,033	23,622	,000
	Greenhouse-Geisser	68,067	1,330	51,185	23,622	,000
	Huynh-Feldt	68,067	1,473	46,210	23,622	,000
	Lower-bound	68,067	1,000	68,067	23,622	,001
Error(duzina_nespavanja)	Sphericity Assumed	25,933	18	1,441		
	Greenhouse-Geisser	25,933	11,968	2,167		
	Huynh-Feldt	25,933	13,257	1,956		
	Lower-bound	25,933	9,000	2,881		

Na osnovu ispisa vidimo da možemo da odbacimo nullu hipotezu, tj. da je F-statistik statistički značajan (p = 0.000).

Napomena: vrednost statistika i njegovu značajnost smemo itati iz kolone *Sphericity Assumed* samo pod uslovom da je verovatnoća u koloni **Sig.** Mošljivog testa veća od 0.05. Rezultate ovog testa automatski dobijamo u ispisu u tabeli **Mauchly's Test of Sphericity**. Ukoliko ovaj uslov nije zadovoljen, možemo koristiti upoređene vrednosti iz kolona *Greenhouse-Geisser* i *Huynh-Feldt*.

#### Mauchly's Test of Sphericity<sup>b</sup>

##### Measure:MEASURE\_1

Within Subjects Effect	Mauchly's W	Approx. Chi-Square	df	Sig.	Epsilon <sup>a</sup>		
					Greenhouse-Geisser	Huynh-Feldt	Lower-bound
duzina_nespavanja	,496	5,609	2	,061	,665	,736	,500

Tests the null hypothesis that the error covariance matrix of the orthonormalized transformed dependent variables is proportional to an identity matrix.

a. May be used to adjust the degrees of freedom for the averaged tests of significance. Corrected tests are displayed in the Tests of Within-Subjects Effects table.

b. Design: Intercept

Within Subjects Design: duzina\_nespavanja

Dakle, dužina nespavanja ima efekat na uspešnost u izvođenju motornog zadatka. Ako želimo da utvrdimo koji nivoi ponovljenog faktora se statistički znaju razlikuju, treba da definisemo naknadna poređenja klikom na *Options*. Potom prebacimo ime faktora duzina\_nespavanja u okvir *Display means for*, uključujući opciju *Compare Main*

*Effects* i odaberemo željenu opciju u okviru *Confidence interval adjustment* (u primeru je odabran Šidakov postupak).

U ispisu se, pored ostalog, sada pojavljuje i tabela **Pairwise Comparisons**:

#### Pairwise Comparisons

Measure:MEASURE\_1

(I) duzina nespavanja	(J) duzina nespavanja	Mean				95% Confidence Interval for Difference <sup>a</sup>	
		Difference (I-J)	Std. Error	Sig. <sup>a</sup>		Lower	Upper
						Bound	Bound
1	2	-1,100*	,314	,020		-2,019	-,181
	3	-3,600*	,562	,000		-5,242	-1,958
2	1	1,100*	,314	,020		,181	2,019
	3	-2,500*	,671	,014		-4,461	-,539
3	1	3,600*	,562	,000		1,958	5,242
	2	2,500*	,671	,014		,539	4,461

Based on estimated marginal means

\*. The mean difference is significant at the ,05 level.

a. Adjustment for multiple comparisons: Sidak.

Iz tabele vidimo da se svaki nivo faktora duzina nespavanja statisti ki zna ajno razlikuje od svakog drugog na nivou 0.05. To vidimo na osnovu toga što su statisti ki zna ajne razlike izme u aritmeti kih sredina parova nivoa faktora u koloni **Mean Difference** obeležene zvezdicama. Isto to vidimo i na osnovu toga što intervali poverenja za sve razlike ne obuhvataju nulu. Vidimo i da je razlika izme u drugog i tre eg nivoa izraženija od razlike izme u prvog i drugog nivoa. Dakle, sa pove anjem dužine nespavanja kao da dolazi do kumulativnog efekta koji je sve nepovoljniji po motori ku uspešnost.

#### Zadatak 2

Organizovati podatke iz zadatka 1 tako da podaci za svaki nivo nespavanja (24, 36 i 48 sati) pripadaju **razli itoj** grupi ispitanika, sa uvati podatke u fajlu **spav\_mot\_nezgrupe.sav** i potom napraviti odgovaraju u analizu radi odgovora na pitanje postoji li efekat duzine nespavanja na uspesnost u izvodjenju motorne vestine.

#### Postupak:

Treba napraviti novu varijablu tako što smo najpre prekopirati vrednosti prve situacije (mot24hns) u novu varijablu, zatim ispod toga vrednosti druge situacije (mot36hns) i na kraju vrednosti tre e situacije (mot48hns). Ova varijabla, koju smo nazvati **motorika**, ima e ukupno 30 vrednosti. Zatim smo napraviti još jednu varijablu gde smo pored vrednosti prve situacije ubaciti broj 1, pored vrednosti

druge situacije 2, a pored treće i 3. Ovu varijablu nazovimo **grupa**. Dobiemo ovakave varijable:

	<u>subjekt</u>	<u>mot24hns</u>	<u>mot36hns</u>	<u>mot40hns</u>	<u>motorika</u>	<u>grupa</u>
1	1	0	0	6	0	1
2	2	1	3	5	1	1
3	3	0	1	5	0	1
4	4	1	5	9	4	1
5	5	0	1	5	0	1
6	6	3	4	7	3	1
7	7	2	5	5	2	1
8	8	1	1	3	1	1
9	9	1	3	2	1	1
10	10	2	2	3	2	1
11	-	-	-	-	0	2
12	-	-	-	-	3	2
13	-	-	-	-	1	2
14	-	-	-	-	5	2
15	-	-	-	-	1	2
16	-	-	-	-	4	2
17	-	-	-	-	5	2
18	-	-	-	-	1	2
19	-	-	-	-	3	2
20	-	-	-	-	2	2
21	-	-	-	-	6	3
22	-	-	-	-	5	3
23	-	-	-	-	5	3
24	-	-	-	-	9	3
25	-	-	-	-	5	3
26	-	-	-	-	7	3
27	-	-	-	-	5	3
28	-	-	-	-	3	3
29	-	-	-	-	2	3
30	-	-	-	-	3	3

Sada imamo jednu kvantitativnu i jednu kategoriju varijablu sa 3 nivoa, te možemo primeniti jednofaktorijalnu univariacionu analizu varijanse postupkom **Analyze – Compare Means – One-Way ANOVA...** nakon čega u *Dependent List* stavljamo novu varijablu "motorika", a u *Factor* novu varijablu "grupa".

#### Ispis:

Dobiemo tabelu ANOVA gde, između ostalog, vidimo vrednosti F statistika i njegovu statistiku znatnost.

**ANOVA**

<b>motorika</b>	<b>Sum of Squares</b>	<b>df</b>	<b>Mean Square</b>	<b>F</b>	<b>Sig.</b>
Between Groups	<b>68,067</b>	<b>2</b>	<b>34,033</b>	<b>11,084</b>	<b>,000</b>
Within Groups	<b>82,900</b>	<b>27</b>	<b>3,070</b>		
Total	<b>150,967</b>	<b>29</b>			

Vidimo da je F-statistik za testiranje nulte hipoteze statistički značajan i u situaciji kada je faktor dužine nespavanja neponovljen, samo je taj statistik ovoga puta manji jer je varijansa greške znatno veća (varijansa za efekat faktora je ostala ista). Prema

tome, F-test iz jednofaktorijalne analize varijanse sa ponovljenim faktorom ima veću statističku snagu od F-testa iz jednofaktorijalne analize varijanse sa neponovljenim faktorom.

### Zadatak 3

U fajlu **stres.sav** dati su podaci o broju upam enih slogova za istu grupu ispitanika u situaciji bez stresa (varijabla **bs**) i u situaciji kada je prisutan stres (varijabla **s**).

- Ustanoviti t-testom postoji li efekat stresa na upam ivanje;
- Ustanoviti analizom varijanse postoji li efekat stresa na upam ivanje.

- Postupak:

Primenjujući uobičajen postupak t-testa koristimo uobičajenu putanju za t-test: **Analyze – Compare Means – Paired Samples T Test...** gde u *Variable1* stavljamo varijablu **s**, a u *Variable2* varijablu **bs**.

Ispis:

Paired Samples Test								
Paired Differences								
95% Confidence Interval of the Difference								
	Std. Mean	Std. Deviation	Mean	Difference				Sig. (2-tailed)
Pair	s	-	1,430	,452	-2,623	-,577	-	9 ,006
1	bs	1,600				3,539		

U ispisu vidimo rezultat t-statistika koji je u našem slučaju  $t = -3.539$  i njegovu značajnost  $\text{Sig. (2-tailed)} = 0.006$  što ukazuje na to da možemo da odbacimo nultu hipotezu koja pretpostavlja da među situacijama sa i bez stresa nema statistički značajne razlike.

- Koristeći isti postupak kao u Zadatu 1 u ispisu možemo videti da je vrednost F-statistika u tabeli **Tests of Within-Subjects Effects** 12.522 i ja je značajna ista kao kada smo koristili t-test, dakle, 0.006. S druge strane sam F-statistik jednak je kvadratu t-statistika.

Darkle, stres ima efekta na broj upam enih slogova, odnosno na pamćenje.

#### **Zadatak 4**

U fajlu **pusenje\_odvikavanje.sav** dati su podaci za iste ispitanike o procenjenoj želji za cigaretom pre (varijabla **pre**) i posle (varijabla **posle**) odvikavanja od pušenja. Odvikavanje od pušenja je izvo eno na tri razli ita na ina (varijabla **tretman**) pri emu je ista grupa u esnika izložena samo jednom od tretmana (smanjenje= 1; prekid=2; averzivna terapija = 3).

- a) Ustanoviti postoji li promena u procenjenoj želji za cigaretom pre i posle odvikavanja od pušenja bez obzira na tretman (bez uzimanja u obzir tretmana);
- b) Ustanoviti postoji li efekat tretmana na promenu u procenjenoj želji za cigaretom;
- c) Ustanoviti postoji li promena u procenjenoj želji za cigaretom pre i posle tretmana s obzirom na tretman;

#### Postupak:

Za odgovore na pitanja pod a) i b) mogli bismo, ako bismo hteli da potpuno zanemarimo drugi faktor, koristiti odvojene analize varijanse sa ponovljenim (pod a) i neponovljenim faktorom (pod b). U jednofaktorijskoj analizi varijanse sa neponovljenim faktorom bismo (za odgovor na pitanje pod b) koristili varijablu koja bi sadržala razlike u rezultatima posle i pre tretmana, a koju bismo izveli komandom COMPUTE.

Mi smo, me utim, sva tri pitanja tretirati zajedno i prikaza smo odgovore do kojih se dolazi koriš enjem analize varijanse sa jednim ponovljenim i jednim neponovljenim faktorom (tzv. mešoviti nacrt). U proceduri *General linear models* za ponovljeni faktor koristimo isti postupak kao i u Zadatu 1 (ponovljeni faktor možemo nazvati **ponovljeni\_faktor**). Nakon što smo definisali nivoe ovog faktora, možemo u okvir *Between-Subject Factor(s)* da prebacimo neponovljeni faktor, što je u našem slu aju **tretman**. U *Options* uklju ujemo opciju *Descriptive statistics*.

#### Ispis:

U tabeli **Descriptive Statistics** prikazane su aritmeti ke sredine i standardne devijacije po elijama koje se dobijaju ukrštanjem nivoa dva faktora, kao i ukupne aritmeti ke sredine i standardne devijacije (u redu **Total**) za svaki nivo ponovljenog faktora.

**Descriptive Statistics**

	Vrsta tretmana	Mean	Std. Deviation	N
Procena trenutne zelje za cigaretom pre tretmana	smanjenje	6,80	1,304	5
	prekid	7,00	1,225	5
	averzivna terapija	7,00	1,871	5
	Total	6,93	1,387	15
Procena trenutne zelje za cigaretom posle tretmana	smanjenje	5,80	,837	5
	prekid	5,80	,837	5
	averzivna terapija	4,80	1,095	5
	Total	5,47	,990	15

Najpre treba da utvrdimo da li postoji razlika u procenjenoj želji za cigaretom pre i posle tretmana, odnosno da li postoji glavni efekat ponovljenog faktora. Ovo možemo videti u tabeli **Test of Within-Subject Effects** u koloni koja nosi ime ponovljenog faktora gde nalazimo da postoji glavni efekat ponovljenog faktora, s obzirom na to da je p u koloni **Sig** daleko manje od 0.05.

**Tests of Within-Subjects Effects**

Measure: MEASURE_1						
Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	
<b>ponovljen_faktor</b>	Sphericity Assumed	<b>16,133</b>	<b>1</b>	<b>16,133</b>	<b>40,333</b>	<b>,000</b>
	Greenhouse-Geisser	<b>16,133</b>	<b>1,000</b>	<b>16,133</b>	<b>40,333</b>	<b>,000</b>
	Huynh-Feldt	<b>16,133</b>	<b>1,000</b>	<b>16,133</b>	<b>40,333</b>	<b>,000</b>
	Lower-bound	<b>16,133</b>	<b>1,000</b>	<b>16,133</b>	<b>40,333</b>	<b>,000</b>
<b>ponovljen_faktor * tretman</b>	Sphericity Assumed	<b>2,067</b>	<b>2</b>	<b>1,033</b>	<b>2,583</b>	<b>,117</b>
	Greenhouse-Geisser	<b>2,067</b>	<b>2,000</b>	<b>1,033</b>	<b>2,583</b>	<b>,117</b>
	Huynh-Feldt	<b>2,067</b>	<b>2,000</b>	<b>1,033</b>	<b>2,583</b>	<b>,117</b>
	Lower-bound	<b>2,067</b>	<b>2,000</b>	<b>1,033</b>	<b>2,583</b>	<b>,117</b>
Error(ponovljen_faktor)	Sphericity Assumed	<b>4,800</b>	<b>12</b>	<b>,400</b>		
	Greenhouse-Geisser	<b>4,800</b>	<b>12,000</b>	<b>,400</b>		
	Huynh-Feldt	<b>4,800</b>	<b>12,000</b>	<b>,400</b>		
	Lower-bound	<b>4,800</b>	<b>12,000</b>	<b>,400</b>		

Sledeće treba utvrditi jeste postoji li efekat neponovljenog faktora, odnosno varijable **tretman**. To vidimo u tabeli *Test of Between-Subject Effects*, u redu koji nosi naziv faktora koji testiramo. Uviđamo da nema glavnog efekta tretmana, odnosno da nisu dobijene statisti ki značajne razlike između tri vrste tretmana u pogledu zavisne varijable.

Tests of Between-Subjects Effects					
Measure:	MEASURE_1	Transformed Variable:	Average		
Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Intercept	1153,200	1	1153,200	427,111	,000
tretman	1,400	2	,700	,259	,776
Error	32,400	12	2,700		

Za odgovor na pitanje pod c) treba testirati interakciju dva faktora. Ishod testiranja efekta interakcije vidimo iz tabele **Test of Within-Subject Effects**, ali ovog puta u redu ozna enom sa **ponovljen\_faktor\*tretman**. Vidimo da nije dobijena statisti ki zna ajna interakcija, te ne možemo da tvrdimo da je efekat ponovljenog faktora razli it s obzirom na primjenjenu vrstu tretmana.

Budu i da je dobijen statisti ki zna ajan glavni efekat ponovljenog faktora, a da nije dobijena statisti ki zna ajna interakcija, niti zna ajan glavni efekat tretmana, mogli bismo da zaklu imo da da ovi tretmani dovode do promene u procenjenoj želji za cigaretom kod puša a.

Napomena: U situaciji kada postoje dva ili više faktora potrebno je prvo testirati efekat interakcije pa tek potom, ako je potrebno i smisaono, glavne efekte faktora. U rešavanju ovog zadatka nije poštovan taj redosled kako bi se odgovaralo na pitanja onim redom kojim su postavljena u zadatku.

### Zadatak 5

U fajlu **lica\_mesanihrasa.sav** nalaze se podaci iz istraživanja (G. Rhodes et al.) u kojem su ženska lica triju kategorija (izrazito bela ka, izrazito azijatska i kompozitna bela ko-azijatska –pola-pola)koja su dobijena uprose avanjem velikog broja pojedina nih lica procenjivana u pogledu lepote na skali od 1 do 10. Ista grupa ispitanika (varijabla **pol**: 10 muških i 10 ženskih) procenjivala je sve tri kategorije lica. Procene (dobijene kao prosek odgovora na 10 lica iste kategorije) za svakog ispitanika date su u varijablama **belacko**, **mesano** i **azijatsko**.

Ustanovite:

- Da li se lica svih triju kategorija procenjuju kao podjednako lepa (u proseku);
- Da li se muškarci i žene zna ajno razlikuju u pogledu prose nih procena lepote lica bez obzira na to o kojoj kategoriji lica je re ;
- Da li razlika u procenjivanju triju kategorija lica po lepoti zavisi ili ne zavisi od pola procenjiva a.

### Postupak:

Po etni komentari i postupak su isti kao i u prethodnom zadatku samo što ponovljeni faktor ima tri nivoa, a možemo ga nazvati **rasa**, dok je neponovljeni faktor **pol**.

Ispis:

#### Descriptive Statistics

	pol	Mean	Std. Deviation	N
belacko	muski	4,3000	1,25167	10
	zenski	4,0000	1,76383	10
	Total	4,1500	1,49649	20
mesano	muski	7,1000	1,59513	10
	zenski	6,6000	1,42984	10
	Total	6,8500	1,49649	20
azijatsko	muski	2,6000	,96609	10
	zenski	2,3000	1,15950	10
	Total	2,4500	1,05006	20

#### Tests of Within-Subjects Effects

Measure: MEASURE\_1

Source	Type III Sum of Squares		df	Mean Square	F	Sig.
	Sphericity Assumed	Greenhouse-Geisser				
rasa	196,933	196,933	2	98,467	38,419	,000
	196,933	196,933	1,872	105,180	38,419	,000
	196,933	196,933	2,000	98,467	38,419	,000
	196,933	196,933	1,000	196,933	38,419	,000
rasa * pol	,133	,133	2	,067	,026	,974
	,133	,133	1,872	,071	,026	,969
	,133	,133	2,000	,067	,026	,974
	,133	,133	1,000	,133	,026	,874
Error(rasa)	92,267	92,267	36	2,563		
	92,267	92,267	33,702	2,738		
	92,267	92,267	36,000	2,563		
	92,267	92,267	18,000	5,126		

#### Tests of Between-Subjects Effects

Measure: MEASURE\_1

Transformed Variable: Average

Source	Type III Sum of Squares		df	Mean Square	F	Sig.
	Intercept	pol				
enor	1206,017	2,017	1	1206,017	1866,043	,000
			1	2,017	3,120	,094
	11,633		18	,646		

### Pairwise Comparisons

#### Measure:MEASURE\_1

(I) rasa	(J) rasa	Difference (I-J)	Std. Error	Sig. <sup>a</sup>	95% Confidence Interval for Difference <sup>a</sup>	
					Mean	Lower Bound
1	2	-2,700*	,548	,000	-4,141	-1,259
	3	1,700*	,528	,014	,312	3,088
2	1	2,700*	,548	,000	1,259	4,141
	3	4,400*	,437	,000	3,251	5,549
3	1	-1,700*	,528	,014	-3,088	-,312
	2	-4,400*	,437	,000	-5,549	-3,251

Based on estimated marginal means

\*. The mean difference is significant at the ,05 level.

a. Adjustment for multiple comparisons: Sidak.

Iz dobijenih rezultata vidimo da postoji glavni efekat kategorije lica (faktor rasa) – dakle, možemo **odbaciti** hipotezu da se lica sve tri kategorije procenjuju kao podjednako lepa. Iz naknadnih pore enja razli itih kategorija lica (tabela **Pairwise Comparisons**) vidimo da se svaka kategorija lica razli ito procenjuje po lepoti od svake druge kategorije. (Ovu tabelu dobili smo naknadno pošto smo, budu i da je efekat faktora rasa bio statisti ki zna ajan, definisali naknadna pore enja na na in kako je to objašnjeno u prvom zadatku). S druge strane, ne postoji glavni efekat pola što zna i da ne možemo re i da se muškarci i žene razlikuju u proceni lepote lica. Na kraju, nema ni statisti ki zna ajnog efekta interakcije rase i pola što nam govori da ne možemo tvrditi da efekat kategorije lica zavisi od pola procenjiva a.

Dakle, lica triju kategorija procenjuju se kao razli ita po lepoti: kao najlepše procenjuje se rasno mešano lice, potom bela ko i na kraju (kao najmanje lepo) azijatsko lice.

Napomena: U situaciji kada postoje dva ili više faktora potrebno je prvo testirati efekat interakcije pa tek potom, ako je potrebno i smisaono, glavne efekte faktora. U rešavanju ovog zadatka nije poštovan taj redosled kako bi se odgovaralo na pitanja onim redom kojim su postavljena u zadatku.