

**Janko Međedović<sup>1</sup>**

Institut za  
kriminološka  
i sociološka  
istraživanja, Beograd;  
Fakultet za medije  
i komunikacije,  
Beograd

## ANALIZA INTERAKCIJA PREDIKTORA U MODELIMA LINEARNE REGRESIJE: PRIMER STRANAČKE EVALUACIJE

Dve ili više varijabli često interreaguju pri delovanju na treću. Analitički okvir za proučavanje interakcija najčešće podrazumeva da jedna varijabla moderira povezanost između druge dve i zato se ovakvi modeli nazivaju moderatorskim. Moderirajuća varijabla može pojačati, amortizovati ili čak predstavljati određenu vrstu supresora kada je u pitanju odnos između druge dve varijable. Iz ovoga sledi da je proučavanje interakcija veoma važno kako sa sazajne tako i sa prognostičke strane, jer se tek analizom interakcija stiče validan uvid u prirodu odnosa između dve pojave. U ovom radu se opisuje analiza interakcija dve kontinualne i jedne kontinualne i jedne kategoričke varijable u odnosu na njihovu povezanost sa kontinualnim kriterijumom. Detekcija statistički značajnih interakcija se vrši preko hijerarhijske multiple regresije, a one se interpretiraju pomoću grafičkih prikaza.

**Ključne reči:** interakcije varijabli, moderatorski modeli, hijerarhijska linearna regresija

<sup>1</sup> Adresa autora:  
janko.medjedovic@fmk.edu.rs

Primljeno: 01. 03. 2013.

Primljena korekcija:  
12. 08. 2013.

Prihvaćeno za štampu:  
13. 08. 2013.

Većina tehnika za obradu podataka koje koriste psiholozi se odnosi na analizu direktnih veza između dve varijable, poput *t*-testa, ANOVA analize ili analize različitih koeficijenata linearne korelacije. Čak i primena multiple regresione analize se najčešće konceptualno zasniva na eksploraciji povezanosti između dve varijable (prediktora i kriterijuma) s tim što se jedan određeni set varijabli za koje se pretpostavlja da koreliraju sa prediktorom statistički kontroliše (Cohen, Cohen, West, & Aiken, 2003). Na ovaj način je moguće evaluirati nezavistan doprinos varijabli pri objašnjenju kriterijuma i tako formirati adekvatne modele predikcije ili dobiti informacije o povezanosti između pojava.

Međutim, veze između fenomena u prirodi nisu tako jednostavne, odnosno povezanost između dve pojave često zavisi od nekih drugih fenomena ili od uslova u kojima ta relacija postoji (Hayes & Matthes, 2009). Tako na odnos između dve varijable mogu uticati supresori, konfundirajući faktori, kovarijati, medijatori i moderatori (MacKinnon, Krull, & Lockwood, 2000). Na primer, ako ispitujeemo uticaj dve varijable na treću, može se dogoditi da on nije nezavisan, odnosno da te dve varijable međusobno interreaguju pri delovanju na treću varijablu. Ako su dve varijable, čija se interakcija ispituje, kategoričke prirode a varijabla na koju utiču kontinualne, u većini statističkih paketa postoji razvijen metod procene ovakvih međuodnosa, pre svega u sklopu generalnog linearnog modela, odnosno interakcija između faktora u ANOVA analizi (Rydén & Alm, 2010). Međutim, ove tehnike analize nisu adekvatne ukoliko je barem jedna od varijabli, između kojih se ispituje interakcija, kontinualne prirode. Da bi rešio ovaj problem, veliki broj istraživača pristupa dihotomizaciji kontinualne mere, najčešće tako što deli ispitanike u dve grupe: one sa skorom iznad i ispod medijane. Međutim, ovakva praksa je često kritikovana, pre svega zato što se gubi veliki deo informacije o varijabli prisilnom binarizacijom, a i zbog toga što ovakav postupak nekada može da generiše značajnu povezanost između dihotomizovane varijable i nekog kriterijuma koja ne postoji ukoliko se varijabla posmatra kao kontinualna (Fitzsimons, 2008; MacCallum, Zhang, Preacher, & Rucker, 2002). Međutim, i pored mnogobrojnih kritika ovakva praksa među istraživačima nije napuštena i primenjuje se i dalje (DeCoster, Iselin, & Gallucci, 2009). Cilj ovog rada jeste da opiše jedan metod analize interakcija kontinualnih varijabli i interakcija kontinualnih sa kategoričkim varijablama koji je pokazao pouzdane i validne rezultate u empirijskim istraživanjima.

## Značaj proučavanja interakcija

Kao što je pomenuto, specifikacija uslova pod kojima postoji povezanost između dve pojave je izuzetno važan zadatak u nauci. Njena svrha nije samo da precizira i detaljnije opiše povezanost između pojava, ona može predstavljati samu suštinu veze između fenomena. Ako jedna varijabla posreduje u povezanosti između druge dve varijable, ona se naziva moderatorskom varijablom, a povezanost između dve proučavane varijable zapravo je uslovna povezanost, odnosno uslovljena je prisustvom moderatora (Kraemer, Stice, Kazdin, Offord, & Kupfer, 2001).

Lep primer analize uslovnih povezanosti u psihologiji dali su O'Konor i Dvorak koji su pronašli da povezanost između nekih crta ličnosti i antisocijalnog ponašanja kod dece, postoji samo kod određenih roditeljskih vaspitnih stilova a kod drugih ne (O'Connor & Dvorak, 2001). Treba naglasiti da postoji izvesna distinkcija između termina interakcija i moderacija. Termin interakcija je u suštini širi i može se upotrebljavati u svim vrstama odnosa između varijabli dok je moderacija nešto uži pojam i odnosi se uglavnom na kauzalne povezanosti između varijabli (Wu & Zumbo, 2008). Ipak, interakcija i moderacija su konceptualno vrlo bliski pojmovi, a njihova statistička analiza je identična, tako da će u ovom radu biti korišćeni kao sinonimi.

Generalno posmatrano, možemo razlikovati tri tipa interakcija (Cohen et al., 2003). Prvi se odnosi na situaciju kada povezanost između dve pojave postoji samo u određenim uslovima, dok je u drugim značajno smanjena ili ne postoji (npr: povezanost između dve varijable postoji samo kod muškaraca dok kod žena ona nije statistički značajna). Ova vrsta međuodnosa naziva se *amortizujućom interakcijom*.

Drugačiji tip interakcija postoji onda kada obe varijable deluju na isti način na kriterijum, odnosno pojačavaju jedna drugoj uticaj. Zbog toga se ona naziva *pojačavajućom interakcijom*. Važno je istaći da je uticaj dve varijable na treću neodbitan: on se ne može evaluirati njihovim prostim sabiranjem (Chaplin, 2007). U ovom slučaju interakcija dve varijable poseduje dodatni kvalitet (sinergijski efekat) u delovanju na treću, odnosno predstavlja posebnu komponentu u analizama međuodnosa varijabli.

Najzad, treći tip interakcije je *antagonistička interakcija* (Cohen et al., 2003). Ona se ogleda u tome što je na jednom nivou moderatora uticaj jedne varijable na drugu potpuno suprotan u odnosu na drugi nivo moderatora (npr. kažnjavanje može kod određenih osoba inhibirati agresivnost dok kod drugih osoba ona može biti pojačana nakon kažnjavanja, u zavisnosti od crta ličnosti koje osobe poseduju).

Iako se iz dosadašnjih razmatranja može pretpostaviti da je analiza interakcija i praktično značajna, u smislu povećanja preciznosti predikcije javljanja određene pojave, pokazaće se da je prognostički značaj interakcija manji od konceptualnog, iako postoji. Razlog tome je što sama interakcija ne doprinosi u velikoj meri predikciji kriterijuma: nezavisni efekti proučavanih varijabli na kriterijum su ipak znatno veći (Chaplin, 1997).

## Analiza interakcija dve kontinualne varijable

Eksploracija interakcija može se jednostavno i validno izvršiti preko modela multiple linearne regresije. Ovaj postupak sprovodi se u tri koraka. Prvi se odnosi na postavljanje samog regresionog modela. Multipla linearna regresija je vrlo poznata i često korišćena metoda (Cohen et al., 2003) tako da se njene odlike neće posebno eksplicirati u ovom tekstu. Korišćenjem uobičajene *ENTER* metode (gde se svi prediktori postavljaju odjednom), treba uneti varijable u regresionu anali-

zu. Ono što je važno u ovom koraku jeste da treba koristiti centrirane vrednosti prediktora. Centriranje varijable se vrši tako što se od aritmetičke sredine varijable oduzme svaki sirovi skor ispitanika na njoj. Nakon ove transformacije,  $AS$  nove varijable je 0 dok  $\sigma$  ostaje ista kao kod originalne varijable. Centriranje prediktora olakšava interpretaciju rezultata analize (West, Aiken, & Krull, 1996) a smanjuje i multikolinearnost, kako u osnovnom prediktorskom skupu, tako i kovaranje između prediktora i njihovih interakcija (Robinson & Schumacher, 2009). Treba pomenuti da je postupak centriranja u više navrata kritikovan (Echambadi & Hess, 2007; Kromrey & Foster-Johnson, 1998), pre svega na osnovu nalaza da centriranje ne ispunjava svoju osnovnu ulogu: redukovanje multikolinearnosti u prediktorskom skupu. Međutim, pokazano je da centriranje omogućuje redukovanje neesencijalne multikolinearnosti (koja nastaje kao statistički artefakt relacija između aritmetičkih sredina) a ne utiče na suštinske povezanosti između varijabli (West, Aiken, & Krull, 1996). Dalje, centriranje svakako pomaže u interpretaciji nalaza dobijenih pomoću skala gde nulta vrednost nije smisljena, a što važi za skoro sve psihološke skale (Dalal & Zickar, 2012). Zbog toga se postupak centriranja i dalje u većini slučajeva preporučuje kada je u pitanju analiza interakcija.

U statističkom smislu interakcija predstavlja proizvod dve varijable (Rose, Holmbeck, Coakley, & Franks, 2004). Zbog toga se u drugom koraku analize računaju proizvodi varijabli između kojih se namerava ispitati interakcija. Ovi proizvodi se pamte u bazi kao nove varijable.

Najzad, u trećem koraku treba analizirati da li je interakcija posmatranih varijabli statistički značajna. To se postiže preko hijerarhijske linearne regresije. Ova vrsta analize omogućava da se prediktori postave u blokovima (ili nivoima) u model i da se računa doprinos u objašnjenju varijansi kriterijuma koji je posledica uvođenja novog bloka u analizu (preko promene  $F$  količnika; videti Tabachnick & Fidell, 2007). Na prvom nivou regresije se postave originalni prediktori a onda se na drugom nivou unese interakcija dva prediktora. Na ovaj način se evaluira redundantnost interakcije u odnosu na efekte prvog reda, pošto je već pomenuto da originalne varijable koreliraju sa merama koje se dobijaju kao njihovi proizvodi (Chaplin, 2007). Ako se na drugom nivou dobije statistički značajan doprinos u proporciji objašnjene varijanse kriterijuma, može se zaključiti da postoji interakcija dva prediktora.

Interakcije se formalno mogu predstaviti u obliku regresionih funkcija. Prvi nivo regresije se, dakle, matematički može predstaviti na sledeći način:

$$Y = B_0 + B_1X + B_2M \quad (1)$$

a drugi nivo regresije:

$$Y = B_0 + B_1X + B_2M + B_3MX \quad (2)$$

$B_0$  u ovoj jednačini predstavlja konstantu modela, odnosno intercept;  $B_1$ ,  $B_2$  i  $B_3$  su nestandardizovani regresioni koeficijenti, za osnovne varijable  $X$  i  $M$  i njihovu interakciju (tj. proizvod)  $MX$ . Nestandardizovani koeficijent se koriste jer većina istraživača smatra da su oni adekvatniji za interpretaciju interakcija (Frazier, Tix, & Barron, 2004).

## Analiza interakcija kontinualne i kategoričke varijable

Postupak analize interakcija, kada je jedan prediktor kontinualne a drugi kategoričke prirode, jeste u velikoj meri isti kao prethodno opisani. Kao što je poznato, regresiona analiza može da koristi kategoričke varijable kao prediktore (Aguinis, Beaty, Boik, & Pierce, 2005) ako su oni binarne prirode. Postavlja se pitanje šta uraditi sa prediktorima koji imaju više od dve kategorije. Postoji nekoliko načina za njihovo kodiranje (West, Aiken, Wu, & Taylor, 2007), a verovatno je najzastupljeniji onaj koji koristi *dummy* kodiranje. Na osnovu ovakvog kodiranja se kategorička varijabla raščlanjuje na nekoliko novih varijabli. Nove varijable se tako koncipiraju da pripadnici jedne kategorije iz originalne varijable imaju kod 1 a svi ostali ispitanici 0. Npr. ako imamo kategoričku varijablu koja klasifikuje 6 ispitanika u tri kategorije (u svakoj je jednak broj ispitanika), ona bi se mogla kodirati na način prikazan u Tabeli 1.

Tabela 1  
*Dummy* kodiranje kategoričke varijable

	Kategorija 1	Kategorija 2	Kategorija 3
prvi ispitanik	1	0	0
drugi ispitanik	1	0	0
treći ispitanik	0	1	0
četvrti ispitanik	0	1	0
peti ispitanik	0	0	1
šesti ispitanik	0	0	1

Na taj način se od jedne varijable dobijaju tri nove. Međutim, ako bi se tri ovakve varijable unele u regresionu analizu, jedna od njih bi bila odstranjena jer bi bila u potpunosti redundantna. Zbog toga je dovoljno u regresiju uneti dve ovakve binarne varijable, dok se treća uzima kao referentna kategorija, nulta tačka u odnosu na koju se vrši interpretacija (West, Aiken, & Krull, 1996). Dakle, ako originalna varijabla ima  $k$  kategorija, onda je broj novih varijabli koje se unose u regresiju  $k-1$ . Interakcija se takođe računa kao proizvod kategoričke i numeričke varijable i postavlja na drugi nivo hijerarhijske regresije kako bi se evaluirala njena statistička značajnost.

Ovde je od posebne važnosti ekspliciranje pravila parsimoničnosti regresionog modela. Razlog je to što se, u zavisnosti od prvobitnog seta varijabli, razlikuje i broj mogućih interakcija. Što je taj broj veći, potrebno je izvršiti više nezavisnih regresionih analiza, što naravno povećava verovatnoću greške tipa 1. Ova greška se zasniva na prihvatanju efekta kao statistički značajnog iako on zapravo ne postoji u populaciji (Oshima & Algina, 2011). Iako ovo pravilo važi za postavljanje bilo kog modela, ovde ga je potrebno posebno istaći: analiza međuodnosa varijabli treba da se zasniva na teoriji ili na prethodno dobijenim empirijskim podacima. Na taj način se broj varijabli može smanjiti na najmanji neophodni koji omo-

gućava kompletnu sliku njihovih povezanosti. Ovo povlači za sobom manji broj statističkih testova koji se moraju sprovesti a samim tim i smanjuje verovatnoću greške tipa 1.

## Interakcije višeg reda

U dosadašnjem tekstu su opisane samo dvostruke interakcije, odnosno interaktivni efekti između dve varijable. Moguće je naravno računati i interakcije koje se sastoje od tri i više umnožaka. Njihova analiza je potpuno identična eksploraciji dvostrukih interakcija. U ovom radu biće opisana samo analiza dvostrukih interakcija jer je broj mogućih interakcija u svakom setu prediktora po pravilu vrlo veliki i njihovoj analizi se ne pristupa bez jasnih hipoteza koje proističu iz teorije.

## Primer analize interakcija

Kao primer za analizu interaktivnih efekata u regresionom modelu koristiće se podaci iz istraživanja Međedovića i Petrovića (Međedović & Petrović, 2013). Ovo istraživanje je imalo za cilj da ispita prediktivnu moć crta ličnosti, socijalnih stavova i Konfliktnog etosa u predviđanju stranačke evaluacije u Srbiji. Crte ličnosti se u njemu nisu pokazale kao važne za razumevanje stranačke evaluacije tako da one neće biti korišćene u ovim analizama.

Upotrebljeni model socijalnih stavova zasniva se na leksičkoj hipotezi, odnosno baziran je na latentnoj strukturi reči iz engleskog jezika koje se završavaju sufiksom *-ism* (Saucier, 2000). Faktorska analiza ovakvih termina otkrila je postojanje četiri široke dimenzije koje su dobile imena po slovima grčkog alfabeta. Na uzorku srpskih ispitanika ova struktura je jednim delom replicirana, ali postoje i određene razlike (Petrović i Međedović, 2011), tako da će i u ovom radu biti korišćene mere dobijene na srpskom uzorku. Četiri socijalna stava koji će se ispitivati su: 1. religioznost (poverenje u religijske izvore autoriteta, odnosno verovanje u boga i sudbinsku predodređenost); 2. hedonizam (orijentacija na sada i ovde, zadovoljavanje sopstvenih potreba bez obraćanja pažnje na tuđe); 3. racionalna duhovnost (ateistička spiritualnost, poštovanje meditativnih praksi, orijentacija ka duhovnom razviću koju prate racionalistički stavovi prema razumevanju prirode) i 4. nacionalna vezanost (ljubav prema sopstvenoj zemlji, narodu, tradiciji i istorijskim institucijama).

Konfliktni etos je takođe hipotetički konstrukt socijalno-psihološke prirode, ali za razliku od socijalnih stavova, on se generiše u vrlo specifičnim okolnostima: na dugotrajnom nasilnom sukobu između grupa (Bar-Tal, 2007). Sastoji se iz seta socijalnih uverenja koja imaju za cilj da omoguće prevladavanje konflikta ali i istrajavanje u njemu. Socijalna uverenja koja konstituišu Konfliktni etos su: opravdanost sopstvenih ciljeva, uverenja o sigurnosti, delegitimizacija protivnika, pozitivna slika o sebi, viktimizacija, patriotizam, potreba za jedinstvom i uverenja o miru (Bar-Tal, Raviv, Raviv, & Dgani-Hirsch, 2009). Koncept je nastao u analizi

izraelsko-palestinskog konflikta a u ovom istraživanju je konstrukt Konfliktnog etosa adaptiran za uslove srpsko-albanskog konflikta na Kosovu.

## Uzorak

U ispitivanju je učestvovalo 250 ispitanika srpske nacionalnosti. Srednja vrednost uzrasta ispitanika je bila 39.2 godine ( $SD = 14.9$ ). U uzorku je bilo 66.4% ženskih ispitanika. Uzorak su činili studenti psihologije i pedagogije sa fakulteta u Beogradu i Kosovskoj Mitrovici, kao i njihovi roditelji. Popunjavanje protokola je bilo na potpuno dobrovoljnoj osnovi.

## Instrumenti

Kao kriterijum u istraživanju poslužila je evaluacija rada dve političke stranke. Ispitanici su na pitanje „Kako generalno procenjujete rad sledećih političkih stranaka?“ davali odgovore na skali Likertovog tipa, gde je 1 imalo oznaku *jako loš* a 5 *jako dobar*. U originalnom istraživanju su ispitivane evaluacije 8 političkih stranaka koje su radile u prethodnom sazivu parlamenta. Međutim, analiza glavnih komponenti ovih stranaka otkrila je da iza opaženih odgovora na stavke stoje dve latentne dimenzije koje približno odgovaraju liberalnim i konzervativnim ideološkim pozicijama (Jost, 2006). Grafička analiza ovakvog prostora pokazala je da su dve najudaljenije stranke u njemu Liberalno demokratska partija i Srpska napredna stranka (Mededović & Petrović 2013). Na osnovu ovoga se može zaključiti da su ove dve partije najbolji reprezentivi izolovanih komponenti. Sa druge strane, one se nalaze i u trenutnom sazivu parlamenta pa je analiza vrednovanja ove dve partije i dalje aktuelno pitanje. Zbog toga su one izabrane kao kriterijumske mere u ovim analizama.

Za ispitivanje socijalnih stavova korišćena je skraćena verzija upitnika koji je konstruisao Saucier (2000), ali su skorovi na skalama obračunavani u skladu sa faktorskom strukturom koju su dobili Petrović i Mededović (2011). Faktor Religioznost ispituje 6 ajtema, Hedonizam pet, Racionalnu duhovnost osam i Nacionalizam četiri ajtema. Cronbachovi koeficijenti pouzdanosti skala kreću se od .61 do .73.

Za merenje osam socijalnih uverenja koje nastaju tokom nasilnog konflikta korišćen je upitnik sa 48 ajtema koji je razvio Bar-Tal sa saradnicima (Bar-Tal, Sharvit, Halperin, & Zafran, 2012). On sadrži osam supskala, od kojih se svaka sastoji od po šest ajtema. Međutim, u ovim analizama je korišćen samo globalni skor na skali, kao mera ukupne izraženosti socijalnih uverenja. Što je skor veći, to je konfliktni etos izraženiji kod ispitanika, odnosno u većoj meri su prisutna uverenja da su ciljevi srpske politike na Kosovu opravdani, da postoje konstantne pretnje od strane kosovskih Albanaca, kao i negativniji stav prema njima generalno. Takođe, viši skor na ovoj skali govori o izraženoj pozitivnoj slici o srpskom društvu i tendenciji interpretacije odnosa između Srba i Albanaca na Kosovu, tako što se Srbi proglašavaju za žrtve albanske agresije. Ukupna pouzdanost čitave skale, izražena Cronbachovim  $\alpha$  je .91.

Skale za merenje stavova i Konfliktnog etosa koriste Likertov sistem odgovaranja na stavke. Po pročitanoj stavci ispitanici su zaokruživali odgovore od 1 do 5, gde 1 znači *potpuno se ne slažem* a 5 *potpuno se slažem*.

Pored ovih mera, koje su korišćene i u prethodnom istraživanju, u ovim analizama će biti ispitana i pozicija dve kategoričke mere u regresionim modelima. Ispitanici su podeljeni u dve grupe u odnosu na to da li žive na teritoriji Kosova ili severnije u Srbiji. Ovakva kategorizacija je važna za analizu jer se pretpostavlja da će ispitanici u ove dve grupe imati različite evaluacije dve ispitivane stranke, u odnosu na različite politike stranaka kada su u pitanju relacije između Srbije i Kosova. Ova je varijabla binarna, a ispitanici koji žive na severu Kosova su kodirani brojem 1. Druga kategorička varijabla uzeta u razmatranje je pozicija ispitanika u porodici. Očevi su poslužili kao referentna grupa, a analizirane su varijable koje razdvajaju majke i decu od ostalih članova porodice (odnosno, dve varijable, od kojih su u prvoj majke kodirane sa 1 a svi ostali ispitanici sa 0, dok su u drugoj deca kodirana jedinicom).

## Rezultati

### Analiza evaluacije Liberalno-demokratske partije

Kako bi se izvršila predikcija evaluacije LDP, konstruisan je regresioni model u kom su kao prediktori uneti kategoričke mere, socijalni stavovi i Konfliktni etos. Dobijena je regresiona funkcija koja značajno objašnjava ispitivani kriterijum. Njene osobine su:  $R^2 = .30$ ;  $F(9) = 9.63$ ,  $p < .01$ . Osobine prediktora u regresionom modelu date su u sledećoj tabeli.

Tabela 2

*Doprinos prediktora u objašnjenju evaluacije LDP*

	<i>B</i>	<i>SE</i>	$\beta$	<i>t</i>	$r_0$
Mesto prebivališta	-0.41	.13	-.21	-3.12**	-.35**
Majke	0.18	.15	.09	1.24	-.03
Deca	0.30	.15	.15	1.99*	.16
Religioznost	0.09	.10	.06	0.89	-.16
Hedonizam	0.17	.08	.09	1.38	-.05
Racionalna duhovnost	0.04	.13	.02	0.26	.01
Nacionalna privrženost	-0.15	.11	-.09	-1.25	-.33**
Konfliktni Etos	-0.71	.14	-.38	-5.01**	-.48**

*Napomena:* *B* – nestandardizovani regresioni koeficijent; *SE* – standardna greška;  $\beta$  – standardizovani regresioni koeficijent; *t* – vrednost *t* količnika; \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ ;  $r_0$  – korelacija nultog reda između prediktora i kriterijuma



Kao što se može videti iz tabele, ukupno tri prediktora pokazuju nezavistan doprinos objašnjenju kriterijuma: pripadništvo grupi ispitanika koji žive u centralnoj Srbiji ( $\beta = -.21, p < .01$ ), kada je u pitanju porodični status, to su deca ( $\beta = .15, p < .05$ ), ali najveći doprinos objašnjenju pozitivne evaluacije ove stranke ima nisko izražen Konfliktni etos ( $\beta = -.38, p < .01$ ).<sup>2</sup> Nacionalna privrženost ima značajnu negativnu korelaciju sa pozitivnim vrednovanjem LDP ( $r_0 = -.33, p < .01$ ), ali se ova povezanost gubi kada se variranje ostalih prediktora kontroliše.

Nakon što je dobijen početni regresioni model, testiran je doprinos svake od dvostrukih interakcija između varijabli, jedne za drugom. U sledećoj tabeli biće prikazane samo interakcije koje su se pokazale statistički značajnim.

Tabela 3

*Statistički značajne interakcije u predikciji evaluacije LDP*

	$\Delta R^2$	$\Delta F$	$B$	$\beta$	$t$	$r_0$
Religija*Hedonizam	.02	4.49*	0.12	.13	2.12*	.22*
Religija*Nacionalizam	.02	7.13**	0.14	.16	2.67**	.24*
Religija*Konfliktni etos	.02	6.99**	0.14	.16	2.64**	.24*
Religija*Deca	.01	4.04*	-0.25	-.15	-2.01*	-.20*
Nacionalna privrženost*Konfliktni etos	.03	7.75**	0.12	.17	2.67**	.28**
Mesto prebivališta*Konfliktni etos	.02	5.74*	0.29	.20	2.40*	.25**

*Napomena:*  $\Delta R^2$  – povećanje proporcije objašnjene varijanse nakon uvođenja interakcije na drugom nivou;  $\Delta F$  – promena  $F$  količnika nakon uvođenja interakcije;  $\beta$  – standardizovani regresioni koeficijent;  $t$  – vrednost  $t$  količnika; \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ ;  $r_0$  – korelacija nultog reda između prediktora i kriterijuma

Kao što se može videti, multivarijantni prostor prediktora evaluacije Liberalno-demokratske partije je prilično bogat interakcijama. Pronađeno je 6 značajnih interreagovanja između prediktora. Važno je primetiti snažan potencijal Religioznosti ka interakciji sa drugim prediktorima, iako ona ne poseduje nezavistan doprinos objašnjenju kriterijuma. Međutim, interakcije religioznosti sa Hedonizmom ( $\Delta F = 4.49; p < .05$ ), Nacionalnom privrženosti ( $\Delta F = 7.13; p < .01$ ) i Konfliktnim etosom ( $\Delta F = 6.99; p < .01$ ) pokazale su se kao značajne a Religioznost se pokazuje kao posebno važna kod najmlađih ispitanika u uzorku ( $\Delta F = 4.04; p < .05$ ). Nakon Religije, Konfliktni etos pokazuje najveći broj značajnih interakcija i to sa Nacionalnom privrženosti ( $\Delta F = 7.75; p < .01$ ), Religijom i mestom prebivališta ispitanika ( $\Delta F = 5.74; p < .01$ ).

<sup>2</sup> Interpretacija doprinosa originalnih prediktora na prvom nivou regresije može biti problematična ako se dodavanjem interakcija pokaže da originalni prediktori gube značajnost (Frazier et al., 2004). Ovde su oni interpretirani jer se pokazalo da zadržavaju prediktorsku moć i na drugom nivou regresije.

## Analiza evaluacije Srpske napredne stranke

Sledeći regresioni model je bio konstruisan da objasni evaluaciju SNS. Ponovo je dobijena regresiona funkcija koja statistički značajno objašnjava kriterijum ( $R^2 = .37$ ;  $F(9) = 13.15$ ,  $p < .01$ ). Osobine prediktora u ovom modelu date su u Tabeli 4.

Tabela 4  
*Doprinos prediktora u objašnjenju evaluacije SNS*

	<i>B</i>	<i>SE</i>	$\beta$	<i>t</i>	$r_0$
Mesto prebivališta	0.31	.15	.13	2.02*	.29**
Majke	0.05	.17	.02	0.27	.10
Deca	0.05	.17	.02	0.26	-.10
Religioznost	-0.31	.12	-.18	-2.68**	.08
Hedonizam	-0.09	.10	-.05	-0.87	.15*
Racionalna duhovnost	0.24	.15	.09	1.54	.09
Nacionalna privrženost	0.05	.13	.03	0.38	.31**
Konfliktni etos	1.27	.16	.57	7.84**	.58**

*Napomena:* *B* – nestandardizovani regresioni koeficijent; *SE* – standardna greška;  $\beta$  – standardizovani regresioni koeficijent; *t* – vrednost *t* količnika; \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ ;  $r_0$  – korelacija nultog reda između prediktora i kriterijuma

Tri varijable u prediktorskom skupu imaju nezavistan doprinos objašnjenju kriterijuma. Izrazitiju pozitivnu evaluaciju SNS imaju ispitanici sa severa Kosova ( $\beta = .13$ ,  $p < .05$ ), manje religiozni ispitanici ( $\beta = -.18$ ,  $p < .01$ ) i oni koji imaju razvijen Konfliktni etos ( $\beta = .57$ ,  $p < .01$ ). Pored ovih mera još dva socijalna stava pokazuju značajne korelacije nultog reda sa kriterijumom Hedonizam ( $r_0 = .15$ ,  $p < .05$ ) i Nacionalizam ( $r_0 = .31$ ,  $p < .01$ ). Značajne interakcije u prostoru prediktora evaluacije SNS su prikazane u Tabeli 5.

Tabela 5  
*Statistički značajne interakcije u predikciji evaluacije SNS*

	$\Delta R^2$	$\Delta F$	<i>B</i>	$\beta$	<i>t</i>	$r_0$
Hedonizam*Konfliktni Etos	.01	4.49*	-0.13	-.13	-2.12*	-.29**
Nacionalna privrženost *Konfliktni Etos	.01	3.24*	-0.11	-.12	-1.91*	-.22*

*Napomena:*  $\Delta R^2$  – povećanje proporcije objašnjene varijanse nakon uvođenja interakcije na drugom nivou;  $\Delta F$  – promena *F* količnika nakon uvođenja interakcije;  $\beta$  – standardizovani regresioni koeficijent; *t* – vrednost *t* količnika; \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ ;  $r_0$  – korelacija nultog reda između prediktora i kriterijuma.

Kada je u pitanju evaluacija Srpske napredne stranke, dve interakcije pokazale su značajan doprinos predikciji preko i iznad prediktora postavljenih na prvom nivou regresije. U pitanju su interakcije između kontinualnih prediktora. Naime, Konfliktni etos interreaguje sa Hedonizmom ( $\Delta F = 4.49$ ;  $p < .05$ ) i Nacionalnom privrženošću ( $\Delta F = 3.04$ ;  $p < .05$ ).

## Grafičko predstavljanje interakcija

Razumevanje interakcija između varijabli u velikoj meri olakšava njihov vizuelni prikaz, što je tehnika koja se često koristi u modelima ANOVA. Kada je u pitanju grafičko prikazivanje interakcije između dve kontinualne varijable, potrebno je odabrati četiri stanja koja predstavljaju kombinacije ovih prediktora i predstavljaju ih na adekvatan način. Ta stanja se najčešće definišu kao 1) visok skor na oba prediktora, 2) visok skor na prvom a nizak na drugom, 3) nizak skor na prvom a visok na drugom i 4) nizak skor na oba prediktora (Aiken & West, 1991). Visok i nizak skor se mogu definisati kao jedna standardna devijacija iznad i ispod aritmetičke sredine (Chaplin, 2007). Ako se čini da je odabir jedne standardne devijacije ispod i iznad proseka suviše arbitraran, mogu se koristiti i metodi pomoću kojih se iz empirijskih podataka dobijaju vrednosti moderatora na kojima se uticaj prediktora na kriterijumsku meru razlikuje (Johnson-Neymanova tehnika; videti Bauer & Curran, 2005). Ova metoda se može preporučiti kao empirijski način detekcije onih tačaka na kontinuumu moderatorske varijable koje na najbolji način prikazuju njen efekat na vezu između prediktora i kriterijuma. Procedura zahteva algoritme koji nisu uključeni u SPSS program ali se mogu implementirati u SPSS-u pomoću već razvijenih sintaksnih programa (Hayes & Matthes, 2009).

Zbog jednostavnosti ovde će biti prikazano grafičko predstavljanje interakcija kontinuiranih varijabli pomoću četiri stanja dobijenih na osnovu visokih i niskih skorova na prediktorima (Aiken & West, 1991). Odabrano je da se grafički prikaže interakcija između Nacionalizma i Konfliktnog etosa pri predikciji evaluacije LDP, kao interakcija koja najviše doprinosi objašnjenju kriterijuma preko originalnih varijabli ( $\Delta R^2 = 3\%$ , Tabela 3).

Četiri opisane kombinacije prediktora mogu se jednostavno izračunati pomoću regresionih jednačina opisanih u uvodnom delu teksta. U njima se koriste vrednosti intercepta, nestandardizovanih regresionih pondera i standardnih devijacija prediktora. U tabelama koje su prikazane u radu nisu stavljene vrednosti intercepta ali se one dobijaju u originalnom ispisu analize. Kada je bila testirana interakcija Nacionalizma i Konfliktnog etosa, vrednost intercepta je bila  $B_0 = 3.57$ . Standardne devijacije za ova dva prediktora su:  $\sigma_n = 0.60$  i  $\sigma_k = 0.51$  redom. U modelu testiranja njihove interakcije, nestandardizovani regresioni koeficijenti prediktora su:  $B_n = -0.10$  a  $B_k = -0.68$  redom, a njihove interakcije  $B_{n*k} = 0.12$ . Sada se mogu izračunati vrednosti za svako od 4 opisana stanja:

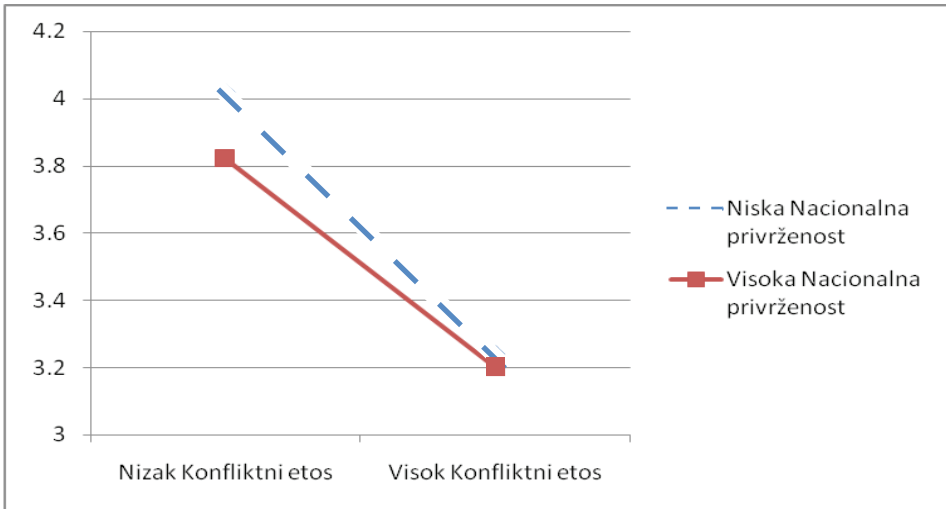
$$\text{visok-visok skor: } B_0 + B_n(\sigma_n) + B_k(\sigma_k) + B_{n*k}(\sigma_n * \sigma_k) = 3.57 - 0.10 * 0.60 - 0.68 * 0.51 + 0.12 * 0.60 * 0.51 = 3.57 - 0.06 - 0.35 + 0.04 = 3.2;$$

visok–nizak skor:  $B_0 + B_n(\sigma_n) + B_k(-\sigma_k) + B_{n*k}(\sigma_n * -\sigma_k) = 3.57 - 0.10 * 0.60 - 0.68 * (-0.51) + 0.12 * 0.60 * (-0.51) = 3.57 - 0.06 + 0.35 - 0.04 = 3.82$ ;

nizak–visok skor:  $B_0 + B_n(-\sigma_n) + B_k(\sigma_k) + B_{n*k}(-\sigma_n * \sigma_k) = 3.57 - 0.10 * (-0.60) - 0.68 * 0.51 + 0.12 * (-0.60) * 0.51 = 3.57 + 0.06 - 0.35 - 0.04 = 3.24$  i

nizak–nizak skor:  $B_0 + B_n(-\sigma_n) + B_k(-\sigma_k) + B_{n*k}(-\sigma_n * -\sigma_k) = 3.57 - 0.10 * (-0.60) - 0.68 * (-0.51) + 0.12 * (-0.60) * (-0.51) = 3.57 + 0.06 + 0.35 + 0.04 = 4.02$ .

Kada se ovi brojevi unesu na grafik, dobija se prikaz interakcije, predstavljen na Grafiku 1.



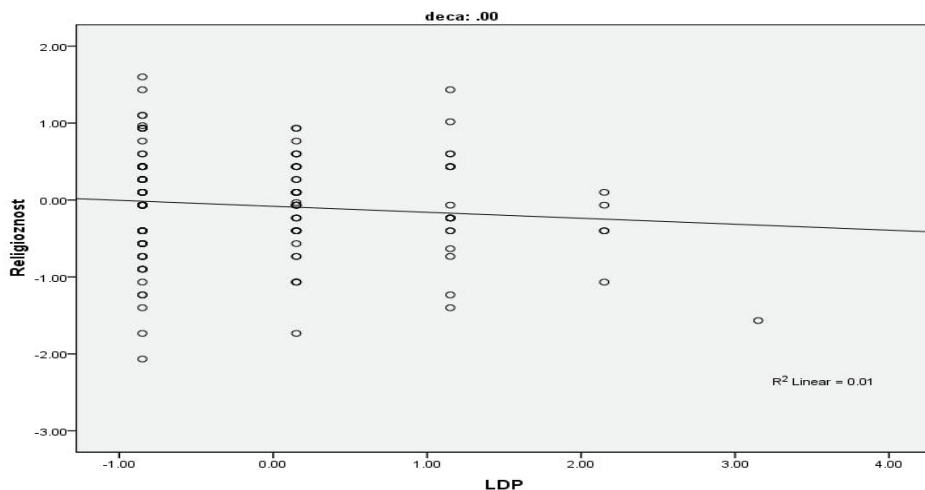
*Grafik 1.* Interakcija Nacionalizma i Konfliktnog etosa (na Y osi je prikazana evaluacija prema LDP)

Kao što se sa grafika može videti, ispitanici kod kojih je izražen Konfliktni etos nemaju pozitivan stav prema Liberalno demokratskoj partiji i ta relacija ne zavisi od Nacionalne privrženosti. Ispitanici koji imaju nizak Konfliktni etos pozitivnije vrednuju rad LDP, ali je evaluacija LDP posebno povoljna kod onih koji pored niskog Konfliktnog etosa imaju i nisko izraženu Nacionalnu privrženost. Dakle, smisao ove interakcije ogleda se u tome da odsustvo Nacionalne privrženosti pojačava povezanost Konfliktnog etosa i evaluacije LDP: u pitanju je pojačavajuća interakcija.

Kada je moderatorska varijabla kategoričkog tipa (pomenuto je da ona mora biti binarna), sprovodi se nešto drugačiji postupak za analizu interakcija. U pitanju je testiranje statističke značajnosti regresionih funkcija prediktora pri različitim nivoima moderatorske varijable (Jaccard, Turrisi, & Wan, 1990). Ovaj metod je zapravo veoma sličan grafičkom predstavljanju interakcija pomoću visokih i niskih vrednosti varijabli, ali poseduje jednu dodatnu vrednost: testiranje statističke značajnosti regresionih funkcija dobijenih na ovakav način. Pomoću ovog

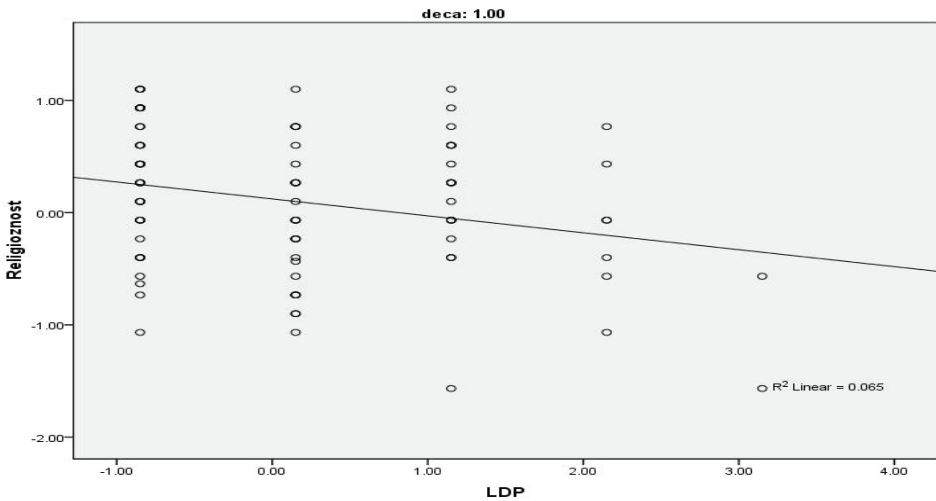
metoda moguće je analizirati i interakcije dve kontinualne varijable ali se jedna od njih mora prisilno dihotomizovati, recimo svrstavanjem ispitanika u dve grupe u zavisnosti da li im je skor viši ili niži od medijane. Pri ovakvom testiranju može se pokazati da jedna od regresionih funkcija ne dostiže statističku značajnost i time doneti dodatne uvide u kvalitet interakcije između varijabli, odnosno eksplicirati način na koji moderator utiče na vezu između dve varijable. Zbog toga neki autori (Holmbeck, 2002) ovaj način evaluacije interakcija smatraju adekvatnijim u odnosu na prethodno opisani. Kada je u pitanju interakcija kategoričke i numeričke varijable, nema arbitrarnosti pri postavljanju regresionih jednačina: one se jednostavno modeliraju za dve grupe ispitanika klasifikovane prema vrednostima kategoričke varijable. Kao primer će biti predstavljena interakcija Religije i pripadnosti kategoriji dece (u smislu porodičnog statusa) pri predikciji evaluacije LDP.

Na Grafiku 2 predstavljena je regresiona funkcija sa Religioznošću kao prediktorom i evaluaciji LDP kao kriterijumom u grupi roditelja. Kao što se može videti sa grafika, prediktor u ovoj grupi ispitanika ne objašnjava kriterijum preko nivoa slučajnosti.



Grafik 2. Predikcija evaluacije prema LDP-u pomoću Religioznosti ispitanika u grupi roditelja (Osobine regresione prave:  $F(1) = 1.41$ ,  $p > .05$ ;  $r = -.10$ ;  $R^2 = .01$ )

Na Grafiku 3 predstavljena je regresiona funkcija sa Religioznošću kao prediktorom i evaluaciji LDP kao kriterijumom u grupi dece.



Grafik 3. Predikcija evaluacije LDP pomoću Religioznosti ispitanika u grupi dece (Osobine regresione prave:  $F(1) = 5.96$ ,  $p < .05$ ;  $r = -.25$ ;  $R^2 = .07$ )

Regresiona funkcija u ovom poduzorku je statistički značajna. Interakcija Religioznosti i porodičnog statusa se može interpretirati takođe kao amortizujuća: porodični status menja odnos između religioznosti ispitanika i evaluacije LDP. U grupi dece povezanost između stranačke evaluacije i religioznosti je negativna dok kod odraslih ispitanika ta povezanost ne postoji.

## Diskusija

Hijerarhijska linearna regresija predstavlja relativno jednostavan i pouzdan metod za testiranje moderacije prediktora u modelu. Pomoću postavljanja interakcije prediktora, koje se računaju kao proizvod dve varijable, na drugi nivo hijerarhijske regresione analize moguće je odstraniti zajednički deo varijanse između varijable koja predstavlja interakciju i originalnih prediktora, jer između njih mora postojati kolinearnost. Na ovaj način se testira doprinos samo onog dela varijanse koji je specifičan za interakciju prediktora: ako je on dovoljno visok i u dovoljnoj meri povezan sa kriterijumom, doprinos predikciji dobijen na drugom nivou analize (izražen preko promene  $F$  količnika), biće statistički značajan. Samim tim i interakcija će biti značajan prediktor u skupu varijabli drugog nivoa. Potpuno je svejedno kako se evaluira interakcija, preko pokazatelja regresione funkcije ili preko osobina same interakcije kao prediktora u modelu. Iako su u tabelama u ovom radu prikazani konvencionalni nivoi statističke značajnosti ( $p < .05$  i  $p < .01$ ), značajnost promene  $F$  količnika, kao osobine regresionog modela i značajnost  $t$  količnika, kao pokazatelja prediktivne moći pojedinačne varijable

u modelu, *potpuno su jednake*. Dakle, ako se dobije da postavljanje interakcije na drugi nivo regresije značajno povećava proporciju objašnjene varijanse kriterijuma, onda će istovremeno i sama ta interakcija biti značajan prediktor u modelu. Često se dobija da je povećanje proporcije objašnjene varijanse vrlo nisko kada se doda interakcija (u prikazanim slučajevima u pitanju su povećanja od 1% do 3%, Tabele 3 i 5) ali primarni pokazatelj je statistička značajnost tog povećanja. Ako je ona ispod nivoa  $p < .05$ , to znači da povećanje nije nastalo kao posledica slučaja, odnosno varijansa interakcije se ne može svesti na variranje originalnih prediktora. Ona nije redundantna varijabla u objašnjenju kriterijuma što može biti važan podatak u sazajno-teorijskom smislu. Njena važnost je znatno niža kada su u pitanju pragmatični zahtevi za što preciznijom predikcijom, jer ona ne može doprineti mnogo u povećanju objašnjene varijanse kriterijuma. Međutim, za praktičare je takođe mnogo važniji sazajni doprinos koji se dobija podatkom o značajnoj interakciji između prediktora. Ona nosi informaciju o tome da je uticaj jedne varijable na drugu moderiran od strane trećeg faktora koji može biti ključan u smislu da uticaj postoji na jednom nivou moderatora a na drugom ne (npr. psihoterapija daje pozitivne rezultate ako ispitanik ima podršku od strane porodice ali rezultati izostaju ako socijalne podrške nema). Na taj način se mogu koncipirati uspešniji programi za raznovrsne intervencije kada je u pitanju praktični rad psihologa (Donaldson, 2001).

Mnogo veći problem od samog zaključka da li je interakcija statistički značajna ili ne, može biti njena interpretacija. Kvalitet, odnosno sadržaj interakcije, ne može se interpretirati samo na osnovu koeficijenata u regresionim jednačinama. Kako bi se interpretirao kvalitet interakcije, neophodno je sprovesti dodatne analize. Jedna mogućnost je predikcija određenih kombinacija prediktora, onako kako je prikazano u slučaju Konfliktnog etosa i Nacionalizma u predikciji evaluacije prema LDP-u (Grafik 1), a druga je analiza regresionih prava na različitim nivoima jedne od varijabli koja stupa u interakciju (Grafici 2 i 3).

Ovde ćemo ponovo istaći važnost uloge teorije ili prethodnih nalaza u planiranju istraživanja koje se bavi testiranjem interakcija, odnosno moderatorskim efektima varijabli. Ovakvo istraživanje treba da bude pre svega hipotetičko-deduktivnog tipa, odnosno da se zasniva na testiranju konkretnih hipoteza. Preporučuje se da ne samo izbor moderatorskih varijabli već i sam kvalitet interakcije bude zasnovan na prethodno uspostavljenoj teoriji (Jaccard et al., 1990). Radi lakše interpretacije rezultata interakcije poželjno je odabrati varijable među kojima se mogu uspostaviti kauzalni odnosi. Primer za ovakve studije jeste proučavanje uticaja ličnih dispozicija i faktora sredine na neko kriterijumsko ponašanje. Da li će dispozicije u model biti postavljene kao primarni izvor uticaja a sredina kao njihov moderator (Trentacosta, Hyde, Shaw, & Cheong, 2009) ili obrnuto (Van Leeuwen, Mervielde, Braet, & Bosmans, 2004), zavisice upravo od teorijskog modela koji se prati. U tom kontekstu važno je primetiti da studija koja je poslužila za primer analize interakcija nije dizajnirana tako da ispoštuje sve ove kriterijume. Na primer, na osnovu rezultata koji su već dobijeni (Međedović & Petrović, 2013), moglo se pretpostaviti postojanje pojačavajuće interakcije između Konfliktnog

etosa i Nacionalne privrženosti u predikciji evaluacije prema Liberalno demokratskoj partiji (pa i prema SNS-u, samo suprotnog smera), što je i potvrđeno u analizama (Tabela 3, Grafik 1). Međutim, zbog prirode konstrukata ne može se jasno reći koja varijabla je primarni nosilac uticaja a koja je moderator, odnosno ne može se uspostaviti kauzalna povezanost između prediktora i kriterijuma: može se govoriti samo o postojanju interakcije.

### Završna razmatranja

Zbog saznanje vrednosti koju nosi testiranje moderacije, trebalo bi raditi na povećanju broja empirijskih studija koje uključuju ispitivanje interakcija. Jedan od preduslova za tako nešto je i upoznavanje šireg kruga istraživača sa heurističkim potencijalima interakcija i načinima za njihovo testiranje u statističkim programima. Posebnu pažnju treba pokloniti početnim fazama dizajniranja naučnog istraživanja kako bi se već u njoj planiralo koje će se interakcije ispitati i kakva je njihova priroda. Od velike pomoći istraživačima u planiranju istraživanja, kao i prezentaciji rezultata, mogu biti različiti kriterijumi koji povećavaju validnost i pouzdanost analiza interakcija, poput: teorijske zasnovanosti postojanja interakcija, a priori proračunavanja snage efekta, proračunavanja veličine uzorka, pouzdanosti prediktora, adekvatnosti kriterijumske mere itd. (Frazier et al., 2004). Primeri i vodiči za testiranje interakcija putem regresionih modela su dostupni i mogu se naći i na internetu (Preacher & Rucker, 2003; ili sajt <http://www.quantpsy.org/interact/interactions.htm>). Najzad, efekti moderacije se mogu integrisati u još šire analitičke postupke, poput onih koji simultano testiraju moderaciju i medijaciju, pošto te dve vrste efekata često nije lako razdvojiti u empirijskom materijalu (Fairchild & MacKinnon, 2009).

### Reference

- Aguinis, H., Beaty, J. C., Boik, R. J., & Pierce, C. A. (2005). Effect size and power in assessing moderating effects of categorical variables using multiple regression: A 30-year review. *Journal of Applied Psychology, 90*, 94–107.
- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Newbury Park, CA: Sage.
- Bar-Tal, D. (2007). Sociopsychological foundations of intractable conflicts. *American Behavioral Scientist, 50*, 1430–1453.
- Bar-Tal, D., Raviv, A., Raviv, A., & Dgani-Hirsch, A. (2009). The Influence of the Ethos of Conflict on Israeli Jews' Interpretation of Jewish–Palestinian Encounters. *Journal of Conflict Resolution, 53*, 94–118.



- Bar-Tal, D., Sharvit, K., Halperin, E., & Zafran, A. (2012). Ethos of conflict: The concept and its measurement. *Peace and Conflict: Journal of Peace Psychology, 18*, 40–61.
- Bauer, D. J., & Curran, P. J. (2005). Probing interactions in fixed and multilevel regression: Inferential and graphical techniques. *Multivariate Behavioral Research, 40*, 373–400.
- Chaplin, W. F. (1997). Personality, interactive relations, and applied psychology. In R. Hogan, J. Johnson & S. Briggs (Eds.), *Handbook of personality psychology* (pp. 873–890). San Diego, CA: Academic Press.
- Chaplin, W. F. (2007). Moderator and mediator models in personality research: A basic introduction. In R. W. Robins, R. C. Fraley, & R. F. Krueger (Eds.), *Handbook of research methods in personality psychology* (pp. 602–632). New York: Guilford.
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G., & Aiken, L. S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences* (3rd ed.). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Dalal, D. K., & Zickar, M. J. (2012). Some common myths about centering predictor variables in moderated multiple regression and polynomial regression. *Organizational Research Methods, 15*, 339–362.
- DeCoster, J., Iselin, A. M. R., & Gallucci, M. (2009). A conceptual and empirical examination of justifications for dichotomization. *Psychological Methods, 14*, 349–366.
- Donaldson, S. I. (2001). Mediator and moderator analysis in program development. In S. Sussman (Ed.), *Handbook of program development for health behavior research and practice* (pp. 470–500). Thousand Oaks, CA: Sage publications, Inc.
- Echambadi, R., & Hess, J. D. (2007). Mean-centering does not alleviate collinearity problems in moderated multiple regression models. *Marketing Science, 26*, 438–445.
- Fairchild, A. J., & MacKinnon, D. P. (2009). A general model for testing mediation and moderation effects. *Prevention science, 10*, 87–99.
- Fitzsimons, G. J. (2008). Death to dichotomization. *Journal of Consumer Research, 35*, 5–8.
- Frazier, P. A., Tix, A. P., & Barron, K. E. (2004). Testing moderator and mediator effects in counseling psychology research. *Journal of Counseling Psychology, 51*, 115–134.
- Hayes, A. F., & Matthes, J. (2009). Computational procedures for probing interactions in OLS and logistic regression: SPSS and SAS implementations. *Behavior Research Methods, 41*, 924–936.
- Holmbeck, G. N. (2002). Post-hoc probing of significant moderational and mediational effects in studies of pediatric populations. *Journal of Pediatric Psychology, 27*, 87–96.

- Jaccard, J., Turrisi, R., & Wan, C. K. (1990). *Interaction effects in multiple regression*. Newbury Park, CA: Sage.
- Jost, J. T. (2006). The end of the end of ideology. *American Psychologist*, *61*, 651–670.
- Kraemer, H. C., Stice, E., Kazdin, A., Offord, D., & Kupfer, D. (2001). How do risk factors work together? Mediators, moderators, and independent, overlapping, and proxy risk factors. *American Journal of Psychiatry*, *158*, 848–856.
- Kromrey, J. D., & Foster-Johnson, L. (1998). Mean centering in moderated multiple regression: Much ado about nothing. *Educational & Psychological Measurement*, *58*, 42–67.
- MacCallum, R. C., Zhang, S., Preacher, K. J., & Rucker, D. D. (2002). On the practice of dichotomization of quantitative variables. *Psychological Methods*, *7*, 19–40.
- MacKinnon, D. P., Krull, J. L., & Lockwood, C. M. (2000). Equivalence of the mediation, confounding, and suppression effect. *Prevention Science*, *1*, 173–181.
- Međedović, J., & Petrović, B. (2013). Predictors of party evaluation in post-conflict society: the case of Serbia. *Psihologija*, *46*, 27–43.
- O'Connor, B. P., & Dvorak, T. (2001). Conditional associations between parental behavior and adolescent problems: A search for personality–environment interactions. *Journal of Research in Personality*, *35*, 1–26.
- Oshima, T. C., & Algina, J. (2011). Type I error rates for James's second-order test and Wilcoxon's  $H_m$  test under heteroscedasticity and non-normality. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, *45*, 255–263.
- Petrović, B. i Međedović, J. (2011). Struktura socijalnih stavova baziranih na leksičkom pristupu na srpskom govornom području. *Sociologija*, *8*, 195–212.
- Preacher, K., & Rucker, D. (2003). *A primer on interaction effects in multiple linear regression*. Retrieved October 17, 2012. from <http://www.quantpsy.org/interact/interactions.htm>.
- Robinson, C., & Schumacher, R. E. (2009). Interaction effects: centering, Variance Inflation Factor, and interpretation issues. *Multiple Linear Regression Viewpoints*, *35*, 6–11.
- Rose, B. M., Holmbeck, G. N., Coakley, R. M., & Franks, E. A. (2004). Mediator and moderator effects in developmental and behavioral pediatric research. *Journal of developmental and behavioral pediatrics*, *25*, 58–67.
- Rydén, J., & Alm, S.E. (2010). The effect of interaction and rounding error in two-way ANOVA: example of impact on testing for normality. *Journal of Applied Statistics*, *37*, 1695–1701.
- Saucier, G. (2000). Isms and the structure of social attitudes. *Journal of Personality and Social Psychology*, *78*, 366–385.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). Boston: Allyn & Bacon.

- Trentacosta, C. J., Hyde, L. W., Shaw, D. S., & Cheong, J.W. (2009). Adolescent dispositions for antisocial behavior in context: the roles of neighborhood dangerousness and parental knowledge. *Journal of Abnormal Psychology, 118*, 564–575.
- Van Leeuwen, K. G., Mervielde, I., Braet, C., & Bosmans, G. (2004). Child personality and parental behavior as moderators of problem behavior: Variable and Person-Centered approaches. *Developmental Psychology, 40*, 1028–1046.
- West, S. G., Aiken, L. S., & Krull, J. L. (1996). Experimental personality designs: Analyzing categorical by continuous variable interactions. *Journal of Personality, 64*, 1–48.
- West, S. G., Aiken, L. S., Wu, W., & Taylor, A. B. (2007). Multiple regression: Applications of the basics and beyond in personality research. In R. Robins, R. C. Fraley, & R. F. Krueger (Eds.), *Handbook of research methods in personality* (pp. 149–169). New York: Guilford.
- Wu, A. D., & Zumbo, B. D. (2008). Understanding and using mediators and moderators. *Social indicators research, 87*, 367–392.

**Janko Međedović**

Institute of  
Criminological  
and Sociological  
Research, Belgrade;  
Faculty of media and  
communications,  
Belgrade

**ANALYSIS OF THE INTERACTION OF  
PREDICTORS IN THE LINEAR REGRESSION  
MODELS: AN EXAMPLE OF PARTY  
EVALUATION**

Two or more variables often interact in their influence on the third variable. Analytical framework to study the interaction usually implies that one variable moderates the relationship between the other two, and that is why these models are called moderator models. Moderator variable may enhance, alleviate or even represent a specific type of suppressor, when it comes to the relationship between the other two variables. Because of this, it is clear that the study of interactions is very important and that it has epistemic and prognostic value. Also, it is necessary for the valid understanding of the nature of the relationship between the two phenomena. This paper describes the analyses of the interactions of two continuous, and one continuous and one categorical variable with respect to their relationships with the continuous criterion. Detection of statistically significant interactions is done through hierarchical multiple regression, and they are interpreted using their graphical representations.

**Keywords:** interactions between variables, moderator models, hierarchical linear regression