

psihološka istraživanja

vol. 23, br. 1, 2020



Šram Z.: Psychopathy and the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS) as the Predictors of Totalitarian Political Ideology

Međedović J. M.: Big Five traits as (mal)adaptive behavioural responses to harsh and unpredictable environment: Further evidence for the state-dependent evolution of personality

Jerković I., Milovanović I.: Medijatorski efekti matematičke anksioznosti u relaciji između očeve uključenosti u podučavanje i matematičkog postignuća učenika ranog osnovnoškolskog uzrasta

Kantar D., Hadžić A., Dušanić S.: Stavovi prema religioznosti i relacije sa afektivnom vezanošću u poznoj adolescenciji

Lazić M., Petrović N. M.: Povezanost trauma u detinjstvu i nesigurnih stilova afektivnog vezivanja sa ličnim blagostanjem i strahom od sreće

institut za psihologiju

ISSN 0352-7379



UNIVERZITET U BEOGRADU
FILOZOFSKI FAKULTET

psihološka istraživanja

ISSN 0352-7379

vol XXIII, br. 1, jun 2020.



Institut za psihologiju Filozofskog fakulteta Univerziteta u Beogradu

Psihološka istraživanja, Godina XXIII, broj 1, jun 2020, str. 1–92, ISSN 0352-7379 (Štampano izd.); ISSN 2560-306X (Online)

Redakcija

dr Darinka Anđelković, Institut za psihologiju, Filozofski fakultet, Beograd – glavni i odgovorni urednik

dr Marina Videnović, Institut za psihologiju, Filozofski fakultet, Beograd – zamenik glavnog urednika
doc. dr Olja Jovanović Milanović, Filozofski fakultet, Beograd

prof. dr Ksenija Krstić, Filozofski fakultet, Beograd
dr Janko Mededović, Institut za kriminološka i sociološka istraživanja, Beograd

prof. dr Ivana Petrović, Filozofski fakultet, Beograd
prof. dr Dragan Švrakić, Washington University School of Medicine in St Louis, Department of Psychiatry

prof. dr Vladimir Turjačanin, Filozofski fakultet, Banja Luka

Olga Marković Rosić, Filozofski fakultet, Beograd – sekretar redakcije

Savet

prof. dr Bora Kuzmanović, Filozofski fakultet, Beograd – predsednik

prof. dr Mikloš Biro, Filozofski fakultet, Novi Sad;

prof. dr Svetlana Čizmić, Filozofski fakultet, Beograd

prof. dr Ivan Ivić, Filozofski fakultet, Beograd

prof. dr Goran Knežević, Filozofski fakultet, Beograd

prof. dr Vladimir Konečni, Department of Psychology, University of California, San Diego

prof. dr Vesna Kutlešić, National Institutes of Health, Washington

prof. dr Dragomir Pantić, Institut društvenih nauka, Beograd

doc. dr Nada Polovina, Institut za pedagoška istraživanja, Beograd

prof. dr Dejan Todorović, Filozofski fakultet, Beograd

prof. dr Sreten Vujović, Filozofski fakultet, Beograd

Izdavač

Institut za psihologiju, Filozofski fakultet Univerziteta u Beogradu

Lektura i korektura: Aleksandra Stanić (srpski),
dr Tijana Vesić Pavlović (engleski)

Tiraž 70

Adresa redakcije

Institut za psihologiju, Filozofski fakultet, Čika Ljubina 18–20, 11000 Beograd, Srbija
Telefon i faks: 011/2639724

email: ps.istrzivanja@gmail.com

Internet adresa: <http://scindeks.ceon.rs/journaldetails.aspx?issn=0352-7379&lang=sr>

Psychological Research, Volume XXIII, Number 1, June 2020, pp. 1–92, ISSN 0352-7379 (Print); ISSN 2560-306X (Online)

Editorial Board

Dr. Darinka Anđelković, Institute of Psychology, Faculty of Philosophy, Belgrade – Editor-in-Chief

Dr. Marina Videnović, Institute of Psychology, Faculty of Philosophy, Belgrade – Deputy Editor

Dr. Olja Jovanović Milanović, Faculty of Philosophy, Belgrade

Professor Ksenija Krstić, Faculty of Philosophy, Belgrade

Dr. Janko Mededović, Institute of Criminological and Sociological Research, Belgrade

Professor Ivana Petrović, Faculty of Philosophy, Belgrade

Professor Vladimir Turjačanin, Faculty of Philosophy, Banja Luka

Professor Dragan Švrakić, Washington University School of Medicine in St Louis, Department of Psychiatry

Olga Marković Rosić, Faculty of Philosophy, Belgrade – Assistant to the Editor

Advisory Board

Professor Bora Kuzmanović, Faculty of Philosophy, Belgrade – President

Professor Mikloš Biro, Faculty of Philosophy, Novi Sad

Professor Svetlana Čizmić, Faculty of Philosophy, Belgrade

Professor Ivan Ivić, Faculty of Philosophy, Belgrade

Professor Goran Knežević, Faculty of Philosophy, Belgrade

Professor Vladimir Konečni, Department of Psychology, University of California, San Diego

Professor Vesna Kutlešić, National Institutes of Health, Washington

Professor Dragomir Pantić, Institute of Social Sciences, Belgrade

Dr. Nada Polovina, Institute for Educational Research, Belgrade

Professor Dejan Todorović, Faculty of Philosophy, Belgrade

Professor Sreten Vujović, Faculty of Philosophy, Belgrade

Publisher

Institute of Psychology, Faculty of Philosophy, University of Belgrade

Language Editor: Aleksandra Stanić (Serbian),
Dr. Tijana Vesić Pavlović (English)

Print run: 70

Address:
Institute of Psychology, Faculty of Philosophy, Čika Ljubina 18–20, 11000 Belgrade, Serbia

Telephone and fax: 011/2639–724

E-mail: ps.istrzivanja@gmail.com

Web site: <http://scindeks.ceon.rs/journaldetails.aspx?issn=0352-7379>

Sadržaj

Psihopatija i Raspored pozitivnog i negativnog afekta (PANAS) kao prediktori Totalitarne Političke Ideologije <i>Zlatko Šram</i>	5
Crte Velikih Pet kao (mal)adaptivni bihjevioralni odgovori na oštro i nepredvidivo okruženje: novi dokazi za evoluciju ličnosti zavisnu od stanja <i>Janko M. Međedović</i>	23
Medijatorski efekti matematičke anksioznosti u relaciji između očeve uključenosti u podučavanje i matematičkog postignuća učenika ranog osnovnoškolskog uzrasta <i>Ivona Jerković, Ilija Milovanović</i>	43
Stavovi prema religioznosti i relacije sa afektivnom vezanošću u poznoj adolescenciji <i>Dejan Kantar, Aleksandra Hadžić, Srđan Dušanić</i>	63
Povezanost trauma u detinjstvu i nesigurnih stilova afektivnog vezivanja sa ličnim blagostanjem i strahom od sreće <i>Marija Lazić, Nikola M. Petrović</i>	79

Contents

Psychopathy and the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS) as the Predictors of Totalitarian Political Ideology <i>Zlatko Šram</i>	5
Big Five traits as (mal)adaptive behavioural responses to harsh and unpredictable environment: Further evidence for the state-dependent evolution of personality <i>Janko M. Međedović</i>	23
Mediation effects of mathematics anxiety in the relationship between father's involvement in teaching and student's mathematics achievement in early primary school <i>Ivona Jerković, Ilija Milovanović</i>	43
The relationship between religious attitudes and attachment in late adolescence <i>Dejan Kantar, Aleksandra Hadžić, Srđan Dušanić</i>	63
The relationship between childhood traumas and insecure attachment styles and the fear of happiness and subjective well-being <i>Marija Lazić, Nikola M. Petrović</i>	79

Psychopathy and the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS) as the Predictors of Totalitarian Political Ideology

Zlatko Šram¹

Croatian Center for Applied Social Research

The present study has two goals. The first goal is to investigate whether a high need for the government-imposed security and social regulation, the acceptance of living in a dictatorship, the limitations and denial of individual freedom and the support to repressive methods and procedures are in such high mutual correlations that they form a coherent latent dimension of the Totalitarian Political Ideology (TPI). The second goal is to examine whether and which of the psychopathy traits (Interpersonal manipulation, Callous affect, Erratic lifestyle, and Antisocial behaviour) and the PANAS (Positive and Negative affect Schedule as a measure of general affectivity) underlie Totalitarian Political Ideology. The research was carried out on a convenience sample of undergraduate and graduate students from the University of Zagreb (N=386). It has been found that the Totalitarian Political Ideology is an internally coherent and reliable pattern of political orientations and values. In order to explore how psychopathic traits and positive and Negative affect are associated with the internalization of the Totalitarian Political Ideology (TPI), multiple regression analysis was conducted. Interpersonal manipulation, Callous affect and Negative affect proved to be significant predictors of the TPI scale in positive directions, whereas Erratic lifestyle was a significant predictor of the TPI scale in the negative direction. About 15% of the variance of the Totalitarian Political Ideology was explained by these personality characteristics. The findings can have both theoretical and practical contributions in understanding the endorsement of totalitarian beliefs.

Keywords: psychopathy, negative affectivity, ideology, totalitarianism.

1. Introduction

There is a plethora of research papers dealing with the relationships between personality and social attitudes (Sibley, Osborne, & Duckitt, 2012; for a recent review, see Petrović, 2020), as well as those investigating psychological

1 e-mail: zlatko.sram@appliedsocresearch.com

underpinnings of political ideology (Cichocka & Dhont, 2018; Jost, Federico, & Napier, 2009; Verhulst, Eaves, & Hatemi, 2012). Namely, a number of personality variables affect the internalization of the specific patterns of ideological attitudes, opinions, and values (e.g. Openness to experience and Sensation seeking have robust negative correlations with political conservatism: Jost, Glaser, Kruglanski, & Sulloway, 2003). However, there is scarcely any research proposing that psychopathy and Negative affect might exacerbate totalitarian political ideology. The findings that psychopathy may be relevant to political attitudes (Jonason, 2014) are often discarded. In other words, we hypothesize the existence of a singular latent cognitive style factor that turns political values and orientations into totalitarian political ideology that might emerge, under certain historical circumstances and conditions, in both the authoritarian and democratic societies where the radical right-wing and the radical left-wing might jointly collaborate. Given the disastrous consequences that such an extremist ideology might have in the political and social life of a society, this issue calls for a deeper psychological investigation in order to understand the workings of a repressive political ideology. Hence, in this study, we make an attempt to bridge the gap in the literature by examining the relationship between psychopathy, the Positive and Negative affect schedule, and the totalitarian political ideology.

1.1. Political ideology

An ideology possesses a discursive superstructure and a functional base or substructure (Jost, Federico, & Napier, 2013). A discursive superstructure refers to a set of socially constructed *attitudes, values, and beliefs*. In other words, political ideology is a “set of beliefs about the proper order of society and how it can be achieved” (Erikson & Tedin, 2003, pp. 64) or is any “configuration of ideas and attitudes in which the elements are bound together by some form of constraint or functional interdependence” (Converse, 1964, pp. 206). The functional substructure “refers to the constellation of social and psychological needs, goals, and motives that drive political preferences of ordinary citizens (and are therefore served by the discursive contents of ideology)” (Jost et al., 2013, pp. 233). Hence, political ideology serves social psychological functions and motives, which may help to explain why some people are drawn to it. This is in accordance with the theory of political ideology as motivated social cognition (Jost et al., 2003), positing that ideological outcome is the joint product of the discursive superstructure and motivational substructure. In short, political ideology should express social, cognitive, and motivational tendencies on the part of his/her adherent (Jost, 2006). Within the motivational substructure of political ideology, there are three classes of psychological variables: epistemic motives (ideology offers certainty), existential motives (ideology offers security), and relational

motives (ideology offers solidarity) (Jost, Federico, & Napier, 2009). Hence, an attitudinal content of political ideology is theorized to stem from social psychological orientations concerning uncertainty and threat (Jost & Napier, 2012). Namely, in such a theoretical framework, ideologies serve to reduce different uncertainties and threats.

1.2. Psychopathy

Psychopathy is conceptualized as a superordinate construct underpinned by four first-order factors: “*Interpersonal* (glibness/superficial charm, grandiose sense of self-worth, pathological deception, conning/manipulative); *Affective* (lack of remorse or guilt, shallow affect, callous/lack of empathy, failure to accept responsibility for actions); *Lifestyle* (need for stimulation/proneness to boredom, parasitic lifestyle, lack realistic long-term goals, impulsivity, irresponsibility), and *Antisocial* (poor behaviour controls, early behaviour problems, juvenile delinquency, revocation of conditional release, criminal versatility)” (Neumann, Hare, & Pardini, 2014). Previous research found that psychopathy predicted conservative ideology (Jonason, 2014), as well as that conservative political opinions were related to psychopathy (Arvan, 2013). We can assume that the content of Totalitarian Political Ideology strongly resembles an ideology that was characteristic for the former communist countries or fascist regimes. In comparison to a modern political democratic perspective, we can consider such a political pattern to be a conservative ideological pattern. Here, the question arises as to what factors of psychopathic traits are related with such a conservative ideology. Lilienfeld, Latzman, Watts, Smith, and Dutton (2014) found that all psychopathic traits, measured by the shortened Psychopathic Personality Inventory-Revised, were positively correlated with conservatism. However, some authors did not find that psychopathy was significantly related to conservatism (Hodson, Hogg, & MacInnis, 2009). Note that inconclusive findings on the associations between psychopathy and conservatism may result from the fact that psychopathy is operationalized via various models which differ in their content (for a review see Mededović, 2015) – hence, these differences in psychopathy operationalizations may be the source of inconsistency. On the other hand, there is a study showing that the interpersonal-affective traits of psychopathy in particular appear pertinent to political attitudes (Preson & Anestis, 2018). And, indeed, positive associations between interpersonal/affective psychopathic traits and conservatism are more probable, due to common characteristics such as the lack of care and low emotional empathy (Mededović & Petrović, 2016). In contrast, higher disinhibition, non-conformism, impulsiveness, and antisocial behaviour (lifestyle / antisocial psychopathy traits) can be assumed to have negative correlations with conservative attitudes because they are opposite to conventional and traditional values.

1.3. *Positive and Negative Affect Schedule (PANAS)*

Watson, Clark and Tellegen (1988) developed a 20-item self-report measure of positive and negative affect, labelled "The Positive and Negative Affect Schedule (PANAS)". Positive affect (PA) "reflects the extent to which a person feels enthusiastic, active, and alert" whereas Negative affect (NA) is a dimension of "unpleasurable engagement that subsumes a variety of aversive mood states, including anger, contempt, disgust, guilt, fear, and nervousness" (Watson et al., 1988, pp. 1063). It was found that psychopathy was associated with a high level of Negative affect (NA) (Love & Holder, 2014) and other measures of negative emotionality (Garofalo, Neumann, Zeigler-Hill, & Meloy, 2018). So far, we have not found any research investigating the relationship between the PANAS and the patterns of political totalitarianism. However, we can expect positive correlations between the Negative affect and the endorsement of totalitarianism because it has been found previously that Negative affect positively correlates both with the Right Wing Authoritarianism and Social Dominance Orientation (Van Hiel & Kossowska, 2006); both of these measures may be viewed as the extreme forms of political conservatism.

1.4. *The current study*

Totalitarian Political Ideology (TPI) was defined as a pattern of political attitudes that explain and justify a state of political totalitarianism expressed through: (1) governmental attempt to assert total control of the people's lives, (2) permitting no individual freedoms in order to subordinate individual life to the state authorities, and (3) directing all aspects of individual life through state repression. The concept of *Totalitarian Political Ideology* was operationalized in terms of four facets: (1) a high need for the government-imposed security and social regulation, (2) the acceptance of living in a dictatorship under provided circumstances, (3) the limitations and denial of individual freedom, and (4) giving support to applying the state repression methods and control. We hypothesize that all the four facets are in such high mutual correlations that they form a logical, coherent, consistent, and stable latent dimension of the Totalitarian Political Ideology.

The second goal of the study is to find out if personality differences underlie a pattern of the Totalitarian Political Ideology. Given the associations between psychopathy and conservative ideology on the one hand, and the associations between psychopathy and mood disorder on the other, at least between some of their components, we hypothesize that Negative affect, together with Interpersonal and Affective psychopathy traits, may have positive associations with the Totalitarian Political Ideology; on the other hand, Impulsive and Antisocial psychopathy facets should be negatively related to the TPI. In other

words, we posit that internalization and expression of Totalitarian Political Ideology may be a wider psychological proneness which is largely present in the general population and related to specific personality characteristics.

2. Materials and methods

2.1. Sample and procedure

A convenience sample of the undergraduate and graduate students from the University of Zagreb was formed, on which research was carried out. The sample consisted of 212 male and 174 female university students. Their age ranged from 18 to 29 ($M=20.83$, $SD=2.07$). The study was conducted at the following faculties of the University of Zagreb: the Faculty of Humanities and Social Sciences, Faculty of Political Sciences, Faculty of Kinesiology, Faculty of Natural Sciences and Mathematics, Faculty of Traffic Engineering, and Faculty of Geotechnical Engineering. Participants completed the paper and pencil questionnaires during regularly-scheduled university classes. The faculty authorities officially approved this study. Data collection was organized within a larger social psychological study in May 2016.

2.3. Materials and methods

2.3.1. Assessment of the ideological attitudes

Totalitarian Political Ideology (TPI) was measured by a seven-item scale that was constructed on the basis of Mahrabian's (1996) attitudinal construct indicating political totalitarianism. Items were rated on a five-point Likert scale, ranging from 1 (disagree strongly) to 5 (agree strongly).

2.3.2. Assessment of psychopathic traits

Psychopathy traits were measured with the Self-Report Psychopathy Scale (SRP-4) (Paulhus, Neumann, & Hare, 2017). It is a 64-item scale assessing four facets of psychopathy: *Interpersonal manipulation* (16 items), *Callous affect* (16 items), *Erratic lifestyle* (16 items), and *Antisocial behaviour* (16 items). Such a four-factor construct validity of the SRP was supported across a wide diversity of samples (Neal & Selbom, 2012; Neumann & Pardini, 2014). The SRP is also a measure with strong convergent and discriminant validity (Mahmut, Menictas, Stevenson, & Homeward, 2011). The permission to use the SRP was obtained from the instrument's second author, Craig S. Neumann. Participants were asked to state to which extent they agreed with each statement using a five-point Likert scale, ranging from 1 (disagree strongly) to 5 (agree strongly). The translation from English to Croatian and back-translation into English was conducted in an earlier study (Pačić-Turk & Gajski, 2014).

2.3.3. *The measure of Positive and Negative affect*

Positive and negative affect were measured by the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS) (Watson, Clark, & Tellegen, 1988). This measure consists of two 10-item mood scales, measuring both the Positive affect (PA) and Negative affect (NA). Emotions such as enthusiasm and alertness are characteristic for PA, whilst the NA is characterized by the emotions such as lethargy and sadness. The PANAS was proved to be a reliable and valid measure of the two constructs (Craford & Henry, 2004, von Humboldt, Monteiro, & Leal, 2017).

3. Results

3.1. *Exploratory factor analysis of the Totalitarian Political Ideology scale (TPI)*

Exploratory factor analysis (EFA) was performed in order to find out if the indicators used to measure proneness to totalitarian ideology formed a singular latent factor. The Kaiser-Mayer-Olkin measure ($KMO=0.828$) and Bartlett's sphericity test ($\chi^2=633.04$, $p<0.001$) confirmed that it was appropriate to apply EFA to the data set. EFA yielded a unifactorial solution explaining 44.16 percent of the variance. The factorial loadings ranged between 0.53 and 0.73. High need for the government-imposed security and social regulation, acceptance of living in a dictatorship under provided circumstances, limitations and denial of individual freedom, and giving support to applying the state repression methods and procedures underlie the latent structure of the Totalitarian Political Ideology (Table 1).

Table 1.

Factor structure of the Totalitarian Political Ideology scale (TPI)

	loadings
7. The development of strong police forces and national intelligence agencies are of much more importance for our country today than the development of democracy and protecting human rights.	0.73
5. The government must limit our individual freedoms in order to function more efficiently and act more justly.	0.72
2. For me, government-imposed social order and security are more important than individual freedom.	0.70
4. When people don't have enough sense to know what is good for them, the government must step in and, if necessary, use force to show them the way.	0.69
6. The safety of our nation and state must always come before concerns for citizens' rights to privacy or fair trails.	0.68
3. In the case of bigger social riots, it is the army that should take over the power in the country.	0.55
1. I would not mind living in a dictatorship, provided I agreed with its policies.	0.53

3.2. Reliabilities and the descriptive statistics of the analysed scales

Internal consistency coefficients were calculated for the SRP and its separate subscales, each consisting of 16 items. Internal consistency, measured by Cronbach's alpha, was considered acceptable if alpha was equal or higher than 0.70 (Nunnally & Bernstein, 1994). Internal consistencies, scale homogeneity (mean inter-item correlations), and descriptive statistics for the SRP and its subscales are reported in Table 2. Reliability coefficient for the SRP total score was excellent. Internal consistencies for the subscales of the SRP were found to be acceptable. However, the Callous affect subscale indicated poor scale homogeneity (MIC=0.13). Since the scale length affected the magnitude of Cronbach's alpha, additional mean inter-item correlations (MIC) indexing scale homogeneity were calculated. MIC was considered acceptable if it was equal to or higher than 0.15 (Clark & Watson, 1995). The scores for the ASB subscale were much lower compared with the other subscale of the SRP, which is consistent with the findings obtained by Gordts, Uzieblo, Neumann, Van den Bussche, and Rossi (2017). Compared with the scores obtained in a large Belgian community sample (Gordts et al., 2017), in an American community sample (Paulhus et al., 2017), and in another Croatian sample (Mededović, Wertag, & Sokić, 2018), internal consistency coefficients and other descriptive statistics of the SRP and its subscales in the current sample were very similar. It is worth noting that, in the current study, the values of skewness and kurtosis indicated normal distributions of the scores in the full version of the SRP and all the subscales, except for the Antisocial behaviour scale, which was skewed towards the lower scores.

Regarding PANAS, we first conducted Exploratory factor analysis (EFA) with Promax rotation, which was performed to explore its factor structure. The Kaiser-Meyer-Olkin measure (KMO=0.882) and Bartlett's sphericity test ($\chi^2=3491.65$, $p<0.001$) confirmed that it was appropriate to apply EFA to the data set. Based on theory of the PANAS two-factor structure, we expected that two latent factors would be extracted. EFA yielded two factors indeed, explaining 49.52 percent of the variance. The first factor was labelled Positive affect and the second Negative affect. The loadings of the items on their respective factors can be seen in the Appendix. It is evident that the extracted latent structure captured the underlying mood factors in the sample of the Croatian university students, identical to the original model developed by Watson et al. (1988) and similar to the models developed by Veronese and Pepe (2017).

In Table 2, we can see that in the current study the alpha internal consistencies of the PA scale and the NA scale are acceptably high. This is in accordance with the original version of the PANAS scales (Watson et al., 1998) and the studies carried out on different samples (Serafini, Malin-Mayor, Nich,

Hunkele, & Carroll, 2016; von Humboldt et al., 2017). The scores obtained on both scales are normally distributed. The mean scores of the PA and the NA scales are identical as in Serafini and her colleagues' research (2016).

Table 2.

Internal consistencies, mean inter-item correlations, means, standard deviations, skewness and kurtosis statistics for the analysed measures

	α	MIC	M(SD)	Skewness	Kurtosis
SRP-III	.90	0.13	149.18(26.47)	0.29	0.13
Interpersonal manipulation (IPM)	.80	0.20	43.46(8.97)	0.33	0.59
Callous affect (CA)	.71	0.13	38.59(7.49)	0.24	0.18
Erratic life style (ELS)	.77	0.18	41.53(8.86)	0.15	-0.20
Antisocial behaviour (ASB)	.74	0.22	23.56(7.27)	0.91	0.34
Positive affect (PA)	.89	0.47	30.10(6.59)	-0.59	0.82
Negative affect (NA)	.88	0.42	20.83(6.90)	0.41	-0.16
Totalitarian Political Ideology	.77	0.34	14.93(4.85)	0.28	-0.54

Finally, we reported internal consistencies, scale homogeneity (mean inter-item correlations), and descriptive statistics for the TPI scale (Table 2). We can see that the reliability coefficient for the TPI scale score, measured with Cronbach's alpha, was relatively high. Having in mind the values of skewness and kurtosis, the distribution of the scores obtained on the TPI scale can be considered normal.

3.3. Correlations among study variables

Correlations among study variables are reported in Table 3. We can see that the total SRP score is highly correlated with all its subscales. The magnitude of correlations among the SRP facets suggests an existence of a superordinate psychopathy factor in which psychopathy is underpinned by four correlated facets (Neumann, Hare, & Newman, 2007; Neumann, Vitacco, & Mokros, 2016). Principal component analysis proved the existence of such a superordinate model, explaining 62 percent of the total variance ($KMO=0.76$) with the following factor loadings: $IPM=0.84$, $ELS=0.82$, $CA=0.77$, and $ASB=0.70$.

We found a significant negative correlation between the PA and NA scale ($r= -0.26$; $p<0.01$). Though the correlation between these two affect scales is low, sharing only 6 percent of their variance, the hypothesis of complete independence between the PA and NA should be rejected (Craford & Henry, 2004). It is worth noting we found statistically positive, though low, correlations between the Negative affect (NA) and Interpersonal manipulation (IPM), Erratic lifestyle (ELS), and Antisocial behaviour (ASB). In other words,

Negative affect underlies the lifestyle-antisocial dimension of psychopathy, encompassing a degree of interpersonal manipulation. If we consider lifestyle-antisocial trait and interpersonal manipulation as socially-deviant behaviours, our findings are in line with research dealing with psychopathy and negative emotionality that found that the social deviance (as a syndrome of psychopathy) is positively associated with negative emotionality (Hick & Patrick, 2006; Patrick, 1994).

We can see from Table 3 that Totalitarian Political Ideology (TPI) is positively associated with psychopathic facets such as Interpersonal manipulation (IPM), Callous affect (CA), and the Negative affect scale (NA) of PANAS. These findings indicate that the affective-interpersonal dimension of psychopathy and negative emotionality underlie an attitudinal construct such as Totalitarian Political Ideology. It is in line with Preston and Anestis’ (2018) research showing that “higher levels of interpersonal-affective psychopathic traits appear more likely to espouse conservative ideologies” (pp. 147).

Table 3.
Correlations among study variables (n=386)

	1	2	3	4	5	6	7
1. SRP-III total							
2. Interpersonal manipulation (IPM)	.83**						
3. Callous affect (CA)	.76**	.59**					
4. Erratic lifestyle (ELS)	.82**	.57**	.50**				
5. Antisocial behaviour (ASB)	.72**	.44**	.34**	.49**			
6. Positive affect (PA)	-.03	-.03	-.05	-.04	.01		
7. Negative affect (NA)	.17**	.13*	.05	.20**	.14**	-.26**	
8. Totalitarian Political Ideology (TPI)	.15**	.20**	.25**	.00	.04	.00	.14**

Notes: * - $p<.05$; ** - $p<.01$

3.3. Regression analysis

In order to explore how psychopathic traits and the positive and Negative affect are associated with the internalization of the Totalitarian Political Ideology (TPI), multiple regression analysis was conducted. The TPI scale was entered as the criterion variable in the regression model, whereas psychopathic traits and the PANAS facets were entered as predictors. Participants’ sex, age, and education were controlled in the analysis as well. Standardized regression coefficients are shown as a measure of predictors’ independent contribution to the regression.

The results of multiple regression analysis conducted within the total sample are presented in Table 4. The obtained regression model was statistically significant, $F(9,376)=7.18$, $p<0.001$; $R^2=0.15$. Interpersonal

manipulation, Callous affect, and Negative affect of the PANAS were proven to be significant predictors of the TPI scale in positive directions, whereas Erratic lifestyle is a significant predictor of the TPI scale in the negative direction. Antisocial behaviour and Positive affect of the PANAS did not significantly predict Totalitarian Political Ideology. About 15% of the variance of the Totalitarian Political Ideology was explained by the affective-interpersonal dimension of psychopathy, Negative affect, and the absence of an erratic lifestyle.

Table 4.

Multiple regression of the SRP and the PANAS subscales on the Totalitarian Political Ideology scale

	β	t	p
Sex	-.16	-3.14	.00
Age	-.06	-1.11	.27
Education	-.05	-0.95	.34
Interpersonal manipulation (IPM)	.19	2.91	.00
Callous affect (CA)	.18	2.74	.01
Erratic lifestyle (ELS)	-.25	-4.09	.00
Antisocial behaviour (ASB)	-.00	-0.08	.94
Positive affect (PA)	.04	0.84	.41
Negative affect (NA)	.16	3.11	.00

4. Discussion

4.1. Structure of Totalitarian Political Ideology

The current study examined whether psychopathy and PANAS predicted a syndrome of the Totalitarian Political Ideology. The first goal of the study was to find out whether there was an internally coherent, consistent, and stable latent dimension of an attitudinal construct indicating the existence of Totalitarian Political Ideology (TPI). The results of the exploratory factor analysis revealed that (a) a high need for government-imposed security and social regulation, (b) the acceptance of living in a dictatorship under provided circumstances, (c) the limitations and denial of individual freedom, and (d) giving support to applying the state repression methods and control are in such strong mutual correlations that on the latent level they formed a valid construct of the Totalitarian Political Ideology. In that sense, our first hypothesis was confirmed.

Given the discursive superstructure of ideology (Erickson & Tedin, 2003; Jost et al., 2013), we can see that Totalitarian Political Ideology indicates a set of beliefs about the proper order of the society (strictly government-

imposed security and social regulation) and how it can be achieved (through state repression and control, limitations of individual freedoms, and even by accepting a *coup d'état and dictatorship* under certain circumstances and conditions). It is evident that the latent structure of the TPI is a configuration of attitudes in which the elements are, as Converse (1964) would argue, strongly bound by the form of functional interdependence of both specific state-political aims and means. Given a deeper political psychological meaning of such a pattern of political totalitarianism, we may label it as "*repressive statism*". Such a political attitudinal profile implicitly indicates the existence of supporting the state-economic protectionism and interventionism, accompanied by giving up personal political freedoms in exchange for a state imposed collective security (Šram, 2016).

The pattern of political totalitarianism can be treated as motivational social cognition (Jost et al., 2003). In other words, Totalitarian Political Ideology or "*repressive statism*" is the joint product of the discursive and motivational substructure. Within the motivational substructure of the Totalitarian Political Ideology, there are epistemic motives (ideology offers certainty), existential motives (ideology offers security), and relational motives (ideology offers a state repressive protection; social cohesion is gained through repression and dictatorship). Hence, Totalitarian Political Ideology or "*repressive statism*" is, in line with Jost and Napier (2012), theorized to stem from social psychological orientations concerning uncertainty and threat. In such a theoretical framework, Totalitarian Political Ideology serves to reduce both individual and collective uncertainties and threats by means of state repression methods and procedures that can easily be turned into *political dictatorship*.

In spite of the fact that the discursive and functional substructures of Totalitarian Political Ideology strongly resemble the totalitarian regime of former communist countries (Šram & Dulić, 2015), we speculate that such a political psychological defence mechanism might be activated and emerge in the developed democratic systems in certain social, economic, and political circumstances and conditions. If such a pattern of political totalitarianism is clearly recognized within the university students' sample, it is reasonable to expect that it would be recognizable within a general adult population as well (Šram, 2016). Besides, it is worth noting that the distribution of the results gained on the TPI scale does not indicate the characteristics of a socially deviant and pathological political phenomenon but a more general attitude, which can be endorsed by many individuals in a population. This is in line with the findings that even liberals may support authoritarian and totalitarian policies when facing uncertain circumstances (Nail, McGregor, Drinkwater, Steele, & Thompson, 2009).

4.2. *Psychological underpinning of the Totalitarian Political Ideology*

The second hypothesis of the current study, concerning the issue of whether psychopathy and PANAS predicted Totalitarian Political Ideology, was also confirmed. The results of correlation and regression analysis have shown that affective-interpersonal dimension of psychopathy (Callous affect and Interpersonal manipulation) and negative emotionality (Negative affect of PANAS) underlie Totalitarian Political Ideology. Positive associations between the NA and TPI are congruent with the previous findings of positive correlations between the NA, Right Wing Authoritarianism, and Social dominance orientation (Van Hiel & Kossowska, 2006). Findings on the relations between psychopathy and TPI are in line with Preston & Anestis' (2018) research showing that "higher levels of affective-interpersonal psychopathic traits appear more likely to espouse conservative ideologies" (pp. 147). If Totalitarian Political Ideology is treated as a kind of conservative ideology, our findings did not confirm, as Lilienfeld et al. (2014) argued, that all psychopathic traits were in positive correlation with conservatism or that psychopathy was not significantly related to conservatism, as claimed by Hodson et al. (2009). We previously stated that this heterogeneity in the results regarding psychopathy's associations with conservatism may be contingent on the specific operationalizations of psychopathy because different psychopathy models tend to have different content (Međedović, 2015). We also want to highlight that the part of covariations between Interpersonal psychopathy traits and TPI may be tautological in nature – both scales assess characteristics which are similar to Machiavellianism. This shared content may explain at least a part of the shared variation between the two measures. On the other hand, Erratic lifestyle had a significant negative correlation with the Totalitarian Political Ideology, which was expected, whereas Antisocial behaviour was not in any correlation with political totalitarianism.

There are limitations to the present study as well: mono-method assessment (all self-report measures), college student sample, and cross-sectional design. It is important to note that, in future research, psychometric properties of the Totalitarian Political Ideology scale should be examined in ethnically different community samples in Europe. It should also include additional measures of personality and mental disorders that may be correlated with the ideological construct measured in the current research. Nevertheless, the present research contributes to the existing knowledge by confirming the associations between the "dark" personality characteristics, represented by psychopathy, and the proneness to totalitarian ideology. Hence, it may help in future research on the relations between amoral personality dispositions and the extreme right-wing ideology, especially since it seems that the latter is gaining momentum worldwide once again.

References

- Arvan, M. (2013). A lot more bad news for conservatives, and a little bit of bad news for liberals? Moral judgments and the Dark Triad personality traits: A follow-up study. *Neuroethics*, 6, 51-64. doi:10.1007/s12152-012-9155-7.
- Cichocka, A., & Dhont, K. (2018). The personality basis of political ideology and behavior. In V. Zeigler-Hill, & T. K. Shackelford (Eds.), *The SAGE Handbook of personality and individual differences: Volume III: Applications of personality and individual differences* (pp. 323-352), Sage: UK. doi.org/10.4135/9781526451248.n14.
- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7, 309-319. doi:10.1037/1040-3590.7.3.309.
- Converse, P. E. (1964). The nature of belief systems in mass publics. In D. Apter (Ed.), *Ideology and discontent* (pp. 206-261). New York, NY: Free Press.
- Craford, J. R., & Henry, J. D. (2004). The Positive and Negative Schedule (PANAS): Construct validity, measurement properties and normative data in a large non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology*, 43, 245-265. doi:10.1348/0144665031752934.
- Garofalo, C., Neumann, C. S., Zeigler-Hill, V., & Meloy, J. R. (2018). Spiteful and contemptuous: A new look at the emotional experiences related to psychopathy. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment*, 10, 173-184. doi.org/10.1037/per0000310.
- Gordts, S., Uzieblo, K., Neumann, C., Van den Bussche, & Rossi, G. (2017). Validity of the Self-Report Psychopathy scales (SRP-III full and short versions) in a community sample. *Assessment*, 24, 308-324. doi:10.1177/1073191115606205.
- Falkenbach, D., Poythress, N., Falki, M., & Manchak, S. (2007). Reliability and validity of two self-report measures of psychopathy. *Assessment*, 14, 341-350. doi:10.1177/1073191107305612.
- Hare, R. D. (1991). *The Hare psychopathy Checklist-Revised*. Toronto, Canada: Multi-Health Systems.
- Hare, R. D. (2003). *The Hare Psychopathy Checklist-Revised manual (2nd ed.)*, Toronto, Ontario, Canada: Multi-Health Systems.
- Hodson, G., Hogg, S. M., & MacInnis, C. C. (2009). The role of „dark personalities“ (narcissism, Machiavellianism, psychopathy), Big Five personality factors, and ideology in explaining prejudice. *Journal of Research in Personality*, 43, 686-690. doi.org/10.1016/j.jrp.2009.02.005
- Hicks, B. M., & Patrick, C. J. (2006). Psychopathy and negative emotionality: Analysis of suppressor effects reveal distinct relations with emotional distress, fearfulness, and anger-hostility. *Journal of Abnormal Psychology*, 115, 276-287. doi:10.1037/0021-843X.115.2.276.
- Jonason, P. K. (2014). Personality and politics. *Personality and Individual Differences*, 71, 181-184. doi.org/10.1016/j.paid.2014.08.002.
- Jost, J. T. (2006). The end of the end of ideology. *American Psychologist*, 61, 651-670. doi:10.1037/0003-066X.61.7.651.
- Jost, J. T., Federico, C. M., & Napier, J. L. (2009). Political ideology: Its structure, functions, and elective affinities. *Annual Review of Psychology*, 60, 307-337. doi:10.1146/annurev.psych.60.110707.163600.

- Jost, J. T., Federico, C. M., & Napier, J. L. (2013). Political ideologies and their social psychological functions. In M. Freeden, L. T. Sargent, & M. Stears (Eds.), *The Oxford handbook of political ideologies* (pp. 232–250). Oxford, UK: Oxford University Press.
- Jost, J. T., Glaser, J., Kruglanski, A. W., & Sulloway, F. (2003). Political conservatism as motivated social cognition. *Psychological Bulletin*, 129, 339–375. doi:10.1037/0033-2909.129.3.339
- Jost, J. T., & Napier, J. L. (2012). The uncertainty-threat model of political conservatism. In M. A. Hogg, & D. L. Blaylock (Eds.), *Extremism and the psychology of uncertainty* (pp. 90–111). Chichester UK: Blackwell Publishing Ltd.
- Lilienfeld, S. O., Latzman, R. D., Watts, A. L., Smith, S. F., & Dutton, K. (2014). Correlates of psychopathic personality traits in everyday life: Results from a large community survey. *Frontiers in Psychology*, 5, 1–11. doi:10.3389/fpsyg.2014.00740.
- Love, A. B., & Holder, M. D. (2014). Psychopathy and subjective well-being. *Personality and Individual Differences*, 66, 112–117. doi:10.1016/j.paid.2014.03.033.
- Mahmut, M. K., Menictas, C., Stevenson, R. J., & Homewood, J. (2011). Validating the factor structure of the Self-Report Psychopathy Scale in a community sample. *Psychological Assessment*, 23, 670–678. doi:10.1037/a0023090.
- Mededović, J. (2015). *Nomološka mreža psihopatije [Nomological network of psychopathy]*. Beograd: Institut za kriminološka i sociološka istraživanja.
- Mededović, J., & Petrovic, B. (2016). Can there be an immoral morality? Dark personality traits as predictors of moral foundations. *Psihologija*, 49(2), 185–197. doi:10.2298/psi1602185m
- Mededović, J., Wertag, A., & Sokić, K. (2018). Can psychopathic traits be adaptive? Sex differences in relations between psychopathy and emotional distress. *Psihologijske teme*, 27(3), 481–497. <https://doi.org/10.31820/pt.27.3.7>
- Mehrabian, A. (1996). Relations among political attitudes, personality, and psychopathology assessed with new measures of Libertarianism and Conservatism. *Basic and Applied Social Psychology*, 18, 469–491. doi:10.1207/s15324834bas1804_7.
- Neumann, C. S., Hare, R. D., & Newman, J. P. (2007). The superordinate nature of the Psychopathy Checklist-Revised. *Journal of Personality Disorders*, 21, 102–117. doi:10.1521/pedi.2007.21.2.102.
- Neumann, C. S., Hare, R. D., & Pardini, D. A. (2014). Antisociality and the construct of psychopathy: Data from across the globe. *Journal of Personality*, 83, 678–692. doi:10.1111/jopy.12127.
- Neumann, C. S., & Pardini, D. (2014). Factor structure and construct validity of the Self-Report Psychopathy (SRP) scale and the Youth Psychopathy Traits Inventory (YPI) in young men. *Journal of Personality Disorders*, 28, 419–433. doi:10.1521/pedi_2012_26_063.
- Neumann, C. S., Vitacco, M. J., & Mokros, A. S. (2016). Using both variable-centered and person-centered approaches to understanding psychopathic personality. In C. B. Gacono (ed.), *The clinical and forensic assessment of psychopathy: A Practitioner's Guide, 2nd ed.*, pp. 14–31. Routledge: New York.
- Niel, T. M. S., & Selbom, M. (2012). Examining the factor structure of the Hare Self-Report Psychopathy Scale. *Journal of Personality Assessment*, 94, 244–253. doi:10.1080/00223891.2011.648294.

- Nail, P. R., McGregor, I., Drinkwater, A. E., Steele, G. M., & Thompson, A. W. (2009). Threat causes liberals to think like conservatives. *Journal of Experimental Social Psychology*, 45(4), 901–907. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2009.04.013>
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). New York, NY: McGraw-Hill.
- Pačić-Turk, Lj., & Gajski, M. (2014). Samoizvješće psihopatije SRP-III i povezanost njegovih dimenzija s Velepotorim modelom ličnosti [The Self-Report Psychopathy Scale SRP-III and its correlation with the Five Factor Model]. *Društvena istraživanja*, 23, 155–175. doi.org/10.5559/di.23.1.08.
- Patrick, C. J. (1994). Emotions and Psychopathy: Startling new insights. *Psychophysiology*, 31, 276–287. [doi:10.1111/j.1469-8986.1994.tb02440.x](https://doi.org/10.1111/j.1469-8986.1994.tb02440.x).
- Paulhus, D. L., Neumann, C. S., & Hare, R. D. (2017). *Manual for the Self-Report Psychopathy Scale* (4th ed.). Toronto, Ontario: Multi-Health Systems.
- Petrović, B. (2020). *Leksički model socijalnih stavova: studija na srpskom jeziku [Lexical model of social attitudes: the study in Serbian language]*. Institut za kriminološkaisociološkaistraživanja: Beograd, Srbija.
- Preston, O. C., & Anestis, J. C. (2018). Psychopathic traits in politics: Examining affiliation, support of political issues, and the role of empathy. *Personality and Individual Differences*, 131, 142–149. [doi:10.1016/j.paid.2018.04.034](https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.04.034).
- Serafini, K., Malin-Mayor, B., Nich, C., Hunkele, K., & Carroll, K. M. (2016). Psychometric properties of the Positive and Negative affect Schedule (PANAS) in a heterogeneous sample of substance users. *The American Journal of Drug and Alcohol Abuse*, 42, 203–212. [doi:10.3109/00952990.2015.1133632](https://doi.org/10.3109/00952990.2015.1133632).
- Sibley, C. G., Osborne, D., & Duckitt, J. (2012). Personality and political orientations: Meta-analysis and test of a Threat-Constraint Model. *Journal of Research in Personality*, 45, 664–677. [doi:10.1016/j.jrp.2012.08.002](https://doi.org/10.1016/j.jrp.2012.08.002).
- Šram, Z. (2016). Materijalistička i prosocijalna orijentacija, desna autoritarnost i orijentacija socijalnoj dominaciji kao prediktori ideoloških obrazaca kod građana istočne Slavonije i Baranje [Materialistic value orientation and prosocial orientation, right-wing authoritarianism, and social dominance orientation as predictors of ideological patterns within the community sample of east Slavonija and Baranja]. U: D. Babić, A. Vukić, & F. Škiljan (Eds.), *Slavonija – hrvatska i europska regija (Slavonija. The Croatian and European Region)* (pp. 67–101). Zagreb: Institut za migracije i narodnosti.
- Šram, Z. (2017). Comorbidity of psychopathy and depression: Across different ethnic and sex groups. *The International Journal of Indian Psychology*, 4, 98–109.
- Šram, Z. & Dulić, J. (2015). National threat perception, dominance-submissive authoritarian syndrome and totalitarian socialist ideology. *International Journal of Humanities and Social Science*, 5, 37–51.
- Van Hiel, A., & Kossowska, M. (2006). Having few positive emotions, or too many negative feelings? Emotions as moderating variables of authoritarianism effects on racism. *Personality and Individual Differences*, 40(5), 919–930. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2005.09.014>
- Verhulst, B., Eaves, L. J., & Hatemi, P. K. (2012). Correlation not causation: The relationship between personality traits and political ideologies. *American Journal of Political Science*, 56, 34–51. www.jstor.org/stable/23075142.

- Veronese, G., & Pepe, A. (2017). Positive and Negative affect in children living in refugee camps: Assessing the psychometric proprieties and factorial invariance of the PANAS-C in Gaza Strip. *Evaluation & the Mental Professions*, 40, 3–32. doi:10.1177/0163278715625741.
- von Humboldt, S., Monteiro, A., & Leal, I. (2017). Validation of the PANAS: A measure of positive and Negative affect for use with cross-national older adults. *Review of European Studies*, 9, 10–19. doi:10.5539/res.v9n2p10.
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and Negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 1063–1070. doi:10.1037/0022-3514.54.6.1063.

DATUM PRIJEMA RADA: 08.01.2020.

DATUM PRIHVATANJA RADA: 03.06.2020.

Appendix

Factor structure of the Positive and Negative affect Schedule (PANAS)

Items	PA	NA
9. Enthusiastic	0.78	
14. Inspired	0.76	
3. Excited	0.75	
10. Proud	0.74	
17. Attentive	0.72	
16. Determined	0.72	
19. Active	0.72	
5. Strong	0.68	
1. Interested	0.69	
12. Alert	0.40	
18. Jittery		0.76
15. Nervous		0.75
2. Distressed		0.75
7. Scared		0.73
20. Afraid		0.73
13. Ashamed		0.68
11. Irritable		0.63
4. Upset		0.63
8. Hostile		0.63
6. Guilty		0.60

Psihopatija i Raspored pozitivnog i negativnog afekta (PANAS) kao prediktori Totalitarne Političke Ideologije

Zlatko Šram

Hrvatski centar za primjenjena društvena istraživanja

Ova studija imala je dva cilja: prvi je bio da se utvrdi da li su potreba za sigurnošću i socijalnom regulacijom nametnutom od vlade, prihvatanje življenja u diktaturi, ograničenja i osporavanje individualnih sloboda i podrška represivnim metodama i procedurama u tako visokim korelacijama da formiraju koherentnu latentnu dimenziju Totalitarne Političke Ideologije (TPI). Drugi cilj je bio da se istraži da li se psihopatske crte (Interpersonalna manipulacija, Površni afekt, Neobuzdani životni stil i Antisocijalno ponašanje) i PANAS (Raspored pozitivnog i negativnog afekta kao mera generalnog afektiviteta) nalaze u pozadini Totalitarne Političke ideologije. Istraživanje je izvršeno na uzorku ispitanika koji su trenutno pohađali ili su završili neki od fakulteta Univerziteta u Zagrebu (N=386). Rezultati su pokazali da Totalitarna Politička Ideologija predstavlja koherentan i stabilan obrazac političkih uverenja i vrednosti. Kako bi se utvrdilo na koji način su psihopatija i PANAS povezani sa Totalitarnom Političkom Ideologijom sprovedena je multipla linearna regresija. Interpersonalna manipulacija, Površni afekt i Negativni afektivitet iz PANAS-a su bili značajni prediktori sa pozitivnim predznakom dok je Neobuzdani životni stil predviđao Totalitarnu Političku Ideologiju sa negativnim predznakom. Oko 15% varijanse Totalitarne Političke Ideologije bilo je objašnjeno ovim ličnim karakteristikama. Nalazi imaju i teorijski i praktični značaj kada je u pitanju razumevanje usvajanja totalitarnih ideoloških uverenja.

Ključne reči: psihopatija, negativni afekat, ideologija, totalitarizam

Big Five traits as (mal)adaptive behavioural responses to harsh and unpredictable environment: Further evidence for the state-dependent evolution of personality

Janko M. Međedović¹

Institute of Criminological and Sociological Research

State-dependent behaviour models of personality predict that fitness consequences of personality depend on various states. Hence, personality traits may be adaptive only in certain conditions. In the present research, we tested the state-dependent personality model of Big Five personality traits using harsh and unpredictable environments as the extrinsic states. The data were collected on a community sample (N=221). We extracted the fitness factor from a broader set of indicators related to reproduction and mating. It consisted of higher reproductive success, the longest romantic relationship duration, and earlier age of first reproduction. The only personality trait which significantly predicted fitness was low Openness to experience. However, three interactions between environmental conditions and personality in the prediction of fitness were detected: Low Agreeableness and Extraversion decreased fitness in highly unstable environments; low Openness elevated fitness, especially in harsh environments. The data are in accordance with the previous findings regarding the relations between personality and evolutionary fitness. Furthermore, current findings suggest that state-dependent models of personality are not only valid explanations of evolutionary forces which maintain personality variation, but that they are quite robust as well, since they can be detected in a relatively small sample of reproductively active individuals.

Keywords: state-dependent behaviour; Big Five personality traits; environment; fitness; human behavioural ecology

Introduction

Personality traits as targets for natural selection

Human behavioural ecology (or human evolutionary ecology) is a scientific discipline which explores the evolution of various morphological,

1 janko.medjedovic@fmk.edu.rs

physiological, and behavioural traits in contemporary humans (Nettle, Gibson, Lawson, & Sear, 2013). Every trait which is heritable and related to evolutionary fitness (the crucial fitness component is reproductive success – the number of biological offspring) may be under the influence of natural selection. Human personality ecology is a study of evolutionary forces that act on personality traits (Međedović, 2018a). Empirical research in personality ecology was mostly based on the Big Five personality traits (John, Naumann, & Soto, 2008) – a taxonomy derived via a lexical paradigm which describes five major personality traits: Neuroticism (emotional instability, tendency to experience unpleasant emotions), Extraversion (sociability, gregariousness, heightened activity, positive emotions), Agreeableness (cooperativeness, flexibility, empathy), Conscientiousness (diligence, self-control, responsibility), and Openness to experience (inquisitiveness, aesthetic appreciation, creativity). Research from preindustrial, industrial, and post-industrial populations has shown that personality traits are related to reproductive success as a marker of fitness (Penke & Jokela, 2016). Extraversion seems to be positively related with reproductive success, especially in males (Bailey, Walker, Blomquist, Hill, Hurtado, & Geary, 2013; Gurven, von Rueden, Stieglitz, Kaplan, & Rodriguez, 2014). The opposite seems to hold for Neuroticism – it decreases fitness, again especially in males (Jokela, Alvergne, Pollet, & Lummaa, 2011), while there are some indications of positive associations in females (Alvergne, Jokela, & Lummaa, 2010). The findings on other Big Five traits are more heterogeneous. The data mostly point to positive associations between Agreeableness and fitness (Jokela et al., 2011), negative relations between Openness and fitness (Međedović, Šoljaga, Stojković, & Gojević, 2018), while Conscientiousness was found to have both positive and negative associations with fitness (Alvergne et al., 2010; Dijkstra & Barelds, 2009). The heterogeneity of data should not surprise us. Evolutionary ecologists assume that behavioural characteristics are adapted to local ecological conditions. Therefore, they are not universally adaptive, but their relations with fitness are context-dependent. This fact alone may produce heterogeneity and complexity regarding the relations between personality and fitness.

State-dependent behaviour models of personality

The assumption of context-dependent adaptive potentials of personality traits is reflected in another simple fact: the presence of genetic variation in personality (Vukasović & Bratko, 2015). If personality traits were universally adaptive or maladaptive (i.e. universally increased or decreased fitness), they would be targeted by stabilizing selection. This type of selection erodes genetic variation in a trait: e.g. if Extraversion was universally adaptive, all of us would be Extraverts; conversely, if it was consistently related to lower fitness, all people would be Introverts. Apparently, stabilizing selection

removes genetic and, consequently, phenotypic variation of a trait. However, personality traits exhibit high levels of individual differences, both on the genetic and phenotypic level. Hence, there may be ultimate factors, i.e. evolutionary forces, which maintain this variation.

State-dependent models of personality are aimed at explaining the variation in personality traits by exploring the conditions which moderate the links between personality and fitness (Sih, Mathot, Moiron, Montiglio, Wolf, & Dingemanse, 2015). These conditions are labelled as “states” – all circumstances which influence fitness-relevant outcomes of personality (Dingemanse & Wolf, 2010). States can be extrinsic (environmental conditions) or intrinsic (morphology, physiology, or cognition). Imagine a situation where the same personality trait increased fitness in some, but decreased it in other circumstances; as a result, natural selection could not erode its variation because both phenotypes (the ones both high and low on a trait) could be equally adaptive in different contexts. State-dependent models of personality were relatively successful in explaining personality variation in animals (Sih et al., 2015). However, the research in humans is scarce. There are indications that biological sex is an important stable state which may influence the adaptive potentials of personality traits – the personality characteristics may not be equally adaptive for males and females (Međedović & Petrović, 2020). There are also indications that the associations between personality and fitness vary across different environments (Gurven et al., 2014). This may be especially true for harsh environments – ecological conditions characterized by scarce resources, elevated deprivation, and stress (Međedović & Kovačević, 2020). Thus, the existing data suggest that state-dependent behaviour models of personality are plausible conceptual frameworks, which may be used in human personality ecology as well.

Goals of the present research

Psychologists define personality in different ways, but common aspects of all definitions include the following: 1) existence of individual differences in behaviours, and 2) the fact that these behaviours are relatively stable during ontogeny. However, psychologists rarely ask why there are individual differences in behaviour in the first place. Proximal answers to this question are relatively simple: individual differences emerge from variation in the environments and genetic makeup of individuals. However, the problem becomes more difficult if we ask a question about the ultimate sources of individual differences: why is there variation in gene alleles which participate in personality's phenotypic variation? Here, psychology must turn to evolutionary biology and use concepts from biological disciplines such as behavioural ecology to answer this question. One of the concepts that may help us in providing the answer to a puzzle of variation in personality traits are state-dependent behaviour models. Research on the state-dependent

behaviour models in humans is still quite rare (but see Međedović, 2018b; Međedović & Kovačević, 2020), but it is promising regarding the model's potentials to explain one of the fundamental questions of personality.

The primary goal of the present research is to provide another empirical test of the state-dependent models of personality. The current study has two main contributions to previous research on this topic. The first is empirical extraction of the fitness factor. Fitness is usually operationalized as reproductive success – the number of children. We aim to extract the latent factor saturated by the reproductive success and other relevant indicators of mating and reproduction. This is obtained by measuring several parameters which are relevant in modern humans' reproductive ecology. We believe that such fitness factor may represent a more advanced measure of fitness than reproductive success alone.

Previous research that explicitly tested the state-dependent models of personality used environmental harshness as an extrinsic state. However, the research in evolutionary ecology shows that there are at least two environmental characteristics which may represent ecologically important conditions that affect reproduction and behaviour related to fitness: harshness and unpredictability (Belsky, Schlomer, & Ellis, 2012). These two environmental conditions are positively associated but have some unique relations with the fitness-related outcomes (Brumbach, Figueredo, & Ellis, 2009). Therefore, we empirically measured both harshness and unpredictability to evaluate their independent effects as external states.

Due to the lack of previous research, it is difficult to generate the exact hypotheses regarding the environmental moderation of the personality-fitness link. However, it is possible to formulate some assumptions based on previous research on the link between personality and environment. For example, there are data showing lower levels of Extraversion and Openness in ecologies with higher incidence of infective diseases (Schaller & Murray, 2008). In fact, the authors propose an evolutionary explanation of these findings: Openness and Extraversion are related to spending more time with others, risk taking, and adventure seeking. Hence, these traits may reduce fitness in harsh and dangerous ecologies such as the environments with high incidence of infective diseases. We can even extrapolate this hypothesis to other personality traits as well: harsh and volatile environments may disfavour impulsive and reckless behaviour (low Conscientiousness), selfish and antagonistic behaviour (low Agreeableness) and lack of fear and anxiety (low Neuroticism), because lack of fear could also lead to bold and reckless behaviour. Note that these assumptions are related to environmental harshness – we cannot propose hypotheses regarding unpredictability since there is no research regarding the relations of unpredictability and personality traits, as far as we are aware. Hence, the analysis of unpredictability's role as a moderator of the personality-fitness link is an explorative one.

Method

Sample

The data were collected via an online study. Several students of psychology at the Singidunum University in Belgrade who were interested in the topic of evolution and human behaviour volunteered to disseminate the survey via snowball sampling technique: they administered the survey link to their friends via social networks and asked them to find additional participants. Students did not acquire additional points for disseminating the survey, but the study data were used for their advanced practice in statistics and methodology. Participation in the research was voluntary for all participants. The resulting sample ($N=221$; all participants were of Serbian nationality) dominantly consisted of female participants (75%). Most respondents were young adults, although the variation in participants' age was high ($M=24.99$; $SD=7.03$). We did not collect the data about the participants' education; we did measure the self-reported socio-economic status. Participants were asked to rate their SES using the seven-point Likert-type scale, where 1 denoted "Much below average" while 7 denoted "Much above average". The majority of our participants had a slightly higher socio-economic status ($M=4.53$; $SD=1.09$).

Measures

We used the Big Five Inventory (John & Srivastava, 1999) to measure five lexically-derived personality traits: *Neuroticism*, *Extraversion*, *Agreeableness*, *Conscientiousness*, and *Openness*. The inventory has 44 items in total – eight items for assessing Neuroticism and Extraversion, nine items for Agreeableness and Conscientiousness, and ten items for Openness.

Environmental harshness was measured via two scales. The first is based on the Weak Socialization scale from the AMORAL inventory (Knežević, 2003). It measures various dysfunctional processes in the family during the participant's childhood, operationalized by five items. It includes indicators of parental maltreatment (e.g., "My parents beat me frequently when I was a child") and neglect ("My parents did not care much about what I did when I was a child"). We also measured childhood poverty (Međedović, 2019) with a simple four-item scale (item examples: "My family never had enough money", "Growing up, there was always a threat that my parents would be out of work"). We combined these two scales into a single measure of Environmental harshness. All previously described scales (personality and environment) are based on self-report methodology with a standard Likert-type scale ranging from 1 to 5: 1 for "I disagree completely" and 5 for "I agree completely".

We measured *Environmental unpredictability* via a single item. We asked the participants the following: "How unstable was your environment during

your childhood? Please provide your answers on a five-point scale where 1 stands for “Completely stable” while 5 stands for “Completely unstable”. The definitions of stability and instability were added in order to ensure that all participants understood the item in the same way: “Stable” implied that there were no changes or surprising circumstances, while “Unstable” meant that things were constantly changing and there were sudden events.

In order to capture the fitness factor, we measured several indicators of modern humans' reproductive ecology. They were based both on reproduction itself as a crucial fitness component and on some other outcomes which are related to reproduction, including the indicators of mating patterns. *Reproductive success* was measured via the number of biological children. *Desired reproductive success* was assessed by the following question: “How many children would you like to have in total?” In order to measure *Reproduction planning*, we asked the participants the following question: “Is it important for you to plan having children or you think this should happen spontaneously?” The participants who already had children were asked: “Was it important for you to plan having children or did it happen spontaneously?” Participants responded via the following scale: 1) It should be spontaneous/ It was spontaneous; 2) Both planned and spontaneously; 3) It should be planned/It was planned. *Age of first reproduction* was also measured using two parallel questions, depending on whether the participant already had children: “How old were you when you had your first child?/How old would you like to be when you have your first child?” To measure *Contraceptive use* we asked the participants how frequently they used various contraceptives and other methods of birth control. The responses were provided on a five-point Likert-type scale, where 1 implied “Never” while 5 stood for “Very frequently”. Several indicators related to mating were also measured. First of all, we measured the duration of the *Longest romantic relationship* (in years). We also gathered information of the *Age at first sexual intercourse*. Finally, we used three indicators to calculate the measure of *Short-term mating*. They were taken from the Sociosexual Orientation Inventory – Behavior facet (Penke & Asendorpf, 2008) and included: 1) the number of sexual partners in the preceding 12 months; 2) the number of “one-night stands”, and 3) the number of partners with whom one had sex despite a lack of the long-term relationship interest. Short-term mating was calculated as the first principal component extracted from these three indicators ($\lambda=2.17$; 72.21% of explained variance).

The plan of data analysis

First, we conducted principal component analysis (PCA) on the measures of mating and reproduction. This was done in order to extract the latent factor of fitness. This factor corresponds to any latent variable loaded by reproductive

success. Afterwards, we explored the correlations between personality traits, environmental characteristics and fitness. The third analytical step was based on the prediction of fitness by personality and environmental markers. Finally, we calculated the interactions between personality and environment in the prediction of fitness and plotted them graphically.

Results

Factor analysis of the mating and reproduction measures

First, we show correlations between the indicators of mating and reproduction and the latent structure of these indicators. Reproductive success was positively associated with the duration of the romantic relationships and desired number of children, and it was negatively related to the Age of first reproduction. The Age at first sexual intercourse was negatively correlated with the duration of romantic relations, use of contraceptives, Reproduction planning, and Short term mating. The individuals who tended to use contraceptives more frequently also tended to delay reproduction, thought that progeny should be planned and desired fewer children in total. They also reported lower age of the first sexual intercourse. Finally, higher desired number of children was positively correlated with Short term mating and negatively with the Age of first reproduction and Reproduction planning. These data are shown in Table 1.

Table 1
Correlations and Principal component analysis of the mating and reproduction measures

	M(SD)	1	2	3	4	5	6	7	Fitness	Reproduction planning	Mating
1. Reproductive success	0.30(0.93)								.87		
2. Longest romantic relationship	4.03(4.86)	.48**							.78		
3. Age of first reproduction	26.86(5.91)	-.35**	-.05						-.53		
4. Contraceptive use	2.72(1.53)	-.02	-.02	.14*					.68		
5. Age at first sexual intercourse	18.86(3.56)	.09	-.14*	-.04	-.28**				-.61		-.51
6. Reproduction planning	2.34(0.74)	-.07	.01	.02	.20**	-.20**			.61		
7. Short-term mating success	0.01(1.02)	-.04	.02	.07	.06	-.34**	.05				.83
8. Desired reproductive success	2.69(1.47)	.16*	-.04	-.15*	-.18**	.00	-.16*	.25**	-.50		.67

Notes: * - $p < .05$; ** - $p < .01$; descriptive statistics are shown on the left side; correlations are shown in the middle; the results of PCA are shown in three columns in the right part of the Table (loadings $< .30$ are not shown).

Latent structure of mating/reproduction indicators corresponds to their bivariate associations. PCA with the Promax rotation resulted in three components with $\lambda > 1$. The first extracted component ($\lambda=1.75$; 21.91% of explained variance) was positively saturated with the Reproductive success and the Longest romantic relationship, with a negative loading of the Age of first reproduction; this represents a Fitness factor. The second component ($\lambda=1.56$; 19.44% of explained variance) was marked by higher Contraceptive use and Reproduction planning, with negative loadings of the Age at first sexual intercourse and the Desired reproductive success. Finally, the third component ($\lambda=1.33$; 16.58% of explained variance) was positively loaded by Short term mating and Desired reproductive success, followed by the negative loading of the Age at first sexual intercourse. These components were not significantly correlated. It should be noted that, in accordance with the main goal of the present research, we only explored the Fitness factor in further analyses.

Correlations between personality, environment, and Fitness

Next, we show correlations between the main study variables. Our data indicate that environmental harshness and unpredictability are quite congruent ecological conditions. Not only are they only moderately positively related, they also have the same relations with personality traits – negative ones with Conscientiousness, Agreeableness, and Extraversion, and positive with Neuroticism. Fitness was related only to Openness and this relation was negative. These correlations are shown in Table 2.

Table 2

Correlations between personality, environment, and Fitness

	M(SD)	α	1	2	3	4	5	6	7
1. Neuroticism	3.02(0.71)	.76							
2. Extraversion	3.41(0.70)	.78	-.29**						
3. Openness	3.66(0.66)	.81	-.02	.29**					
4. Agreeableness	3.82(0.59)	.72	-.26**	.26**	.29**				
5. Conscientiousness	3.36(0.59)	.71	-.33**	.32**	.19**	.41**			
6. Environmental harshness	2.02(0.72)	.82	.24**	-.25**	.11	-.29**	-.26**		
7. Environmental unpredictability	2.32(1.09)	/	.35**	-.23**	.07	-.24**	-.26**	.50**	
8. Fitness	0.00(1.00)	/	-.07	.03	-.21**	-.02	.08	.01	-.10

Notes: * - $p < .05$; ** - $p < .01$

Prediction of fitness: Additive and multiplicative contributions

Our final analysis was aimed at the prediction of fitness. First, we evaluated additive contributions of the predictors and then calculated the interactions between personality traits and the environment. We ran a regression model where fitness was set as the criterion variable, while personality, environment, participants' sex, age, and socio-economic status (measured by asking the participants the following question: "Please rate your socio-economic status on a scale from 1 to 10, where 1 stands for 'very low' while 10 stands for 'very high'.") were set as the predictors. The only significant predictors of fitness were participants' age and low Openness to experience. The contributions of the predictors are shown in Table 3.

Table 3
Prediction of fitness: Basic contributions and interactive effects

	Basic model	First interaction	Second interaction	Third interaction
sex	.06	.07	.07	.06
age	.53**	.52**	.53**	.53**
SES	.05	.05	.04	.04
Environmental harshness	.12	.12	.09	.15*
Environmental unpredictability	-.09	-.09	-.07	-.07
Neuroticism	-.03	-.03	-.07	.00
Extraversion	.12	.12	.11	.11
Openness	-.22**	-.21**	-.22**	-.22**
Agreeableness	.06	.04	.05	.07
Conscientiousness	.01	.02	.01	.03
F	12.00**			
R ²	.34			
A*Environmental unpredictability		.12		
ΔF		4.19*		
ΔR ²		.01		
E*Environmental unpredictability			.15	
ΔF			6.19*	
ΔR ²			.02	
O*Environmental harshness				-.13
ΔF				4.50*
ΔR ²				.01

Notes: * - $p < .05$; ** - $p < .01$; Standardized regression coefficients are shown as the statistics of the predictors' contribution to the regression function

Secondly, we calculated the interactions between the personality traits, environmental harshness, and unpredictability. Hence, ten interactions were tested in total. We did not apply any corrections to multiple testing for

two reasons: 1) the number of conducted analyses was not too high, and, for that reason we do not believe that the probability of type 1 error was highly elevated; 2) significant interactions obtained on the samples with a relatively small size usually have more liberal p-values ($p < .05$); therefore, if we had applied corrections for p-values, we would have diminished our chances to detect any significant interactions in the first place. Interactions were calculated as the products of the centred predictors' measures. Three of them proved to be statistically significant and they are shown in Table 3 as well. Their graphical representations revealed that lower Agreeableness and Extraversion are related to lower Fitness in more unpredictable environments; lower Openness is associated with increased Fitness in harsher environments. Graphical representations of interactions are shown in Figures 1, 2, and 3 (since the criterion variable is a standardized measure, intercept is arbitrarily fixed at value 3).

Diagram 1

Interaction between Agreeableness and Environmental unpredictability in the prediction of Fitness

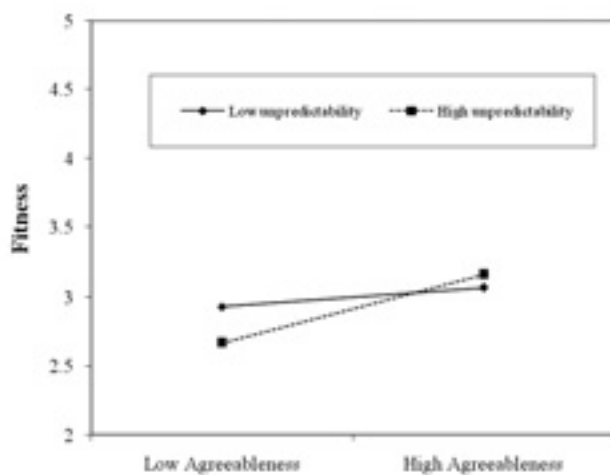


Diagram 2
Interaction between Extraversion and Environmental unpredictability in the prediction of Fitness

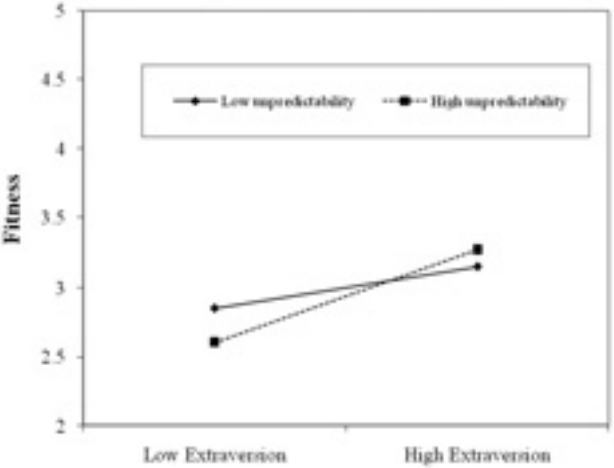
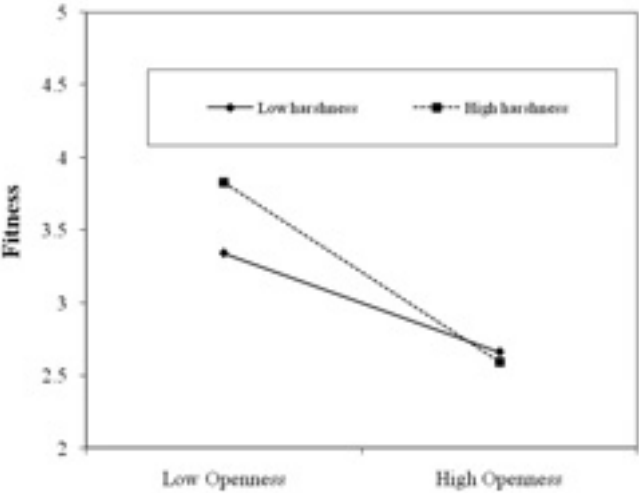


Diagram 3
Interaction between Openness and Environmental harshness in the prediction of Fitness



Discussion

Personality is defined as the existence of individual differences in behavioural patterns. However, psychologists rarely examine if there are ultimate (evolutionary) forces which maintain this inter-individual variation. Hence, this is one of fundamental problems of personality: Why do individuals differ in stable behavioural patterns, or, in other words, why have not individual differences been removed by stabilizing selection? This is one of the key questions in the behavioural ecology of personality, a scientific discipline which examines evolutionary forces acting on personality, especially in the context of local ecologies (Dingemanse & Wolf, 2010; Međedović, 2018a). In the present research, we used a state-dependent behaviour model (Sih et al., 2015) to examine the relations between personality traits, environmental characteristics and fitness. In accordance with the model, we found interactions between personality and the environment in the prediction of fitness. This finding implies that personality traits are not universally adaptive, but that their adaptive (and maladaptive) potentials are context dependent. In this case, they are contingent on the environmental characteristics of harshness and unpredictability. Therefore, natural selection cannot deplete the variation in personality, because its relations with fitness vary across contexts. Consequently, this implies that various personality phenotypes may be adaptive in different ecologies.

Relations between the mating and reproduction indicators – the fitness factor extraction

The correlations between the indicators of mating and reproduction reveal crucial characteristics of modern humans' reproductive ecology. Most importantly, we should consider the fitness factor, empirically extracted from these indicators' covariation. Reproductive success is highly dependent on the timing of the first reproduction – the individuals who start reproducing earlier in their lifetime also have more offspring. This is a highly stable and replicable finding, both on the phenotypic and genetic level (Sanjak, Sidorenko, Robinson, Thornton, & Visscher, 2018; Sheppard, Pearce, & Sear, 2016; Tropf, Stulp, Barban, Visscher, Yang, Snieder, & Mills, 2015). More interestingly, reproductive success is contingent on the duration of partner relations. The individuals who have longer romantic relationships tend to have more children. This result was obtained in previous studies as well (Međedović, 2019). The established link probably has both proximate causes (the more time you spend with your romantic partner, the more frequently you think about starting a family with her/him) and ultimate determinants. Stable relationships elevate the probability that partners will raise their

children together as well, which produces biparental care, important for human babies and children (Stewart-Williams & Thomas, 2013). Finally, reproductive success correlated positively with the desired number of children, although the latter was not loaded on the Fitness factor. This result reflects one of the major characteristics of reproduction in contemporary humans: due to contraceptives and other birth control technologies, humans are able to control their reproduction to a certain extent (Johnson-Hanks, 2008). This is why motivation for childbirth and raising children correlates with the observed fertility (Miller, Rodgers, & Pasta, 2010). Hence, it is fruitful to search for a fitness factor in the indicators of mating and reproduction. This factor certainly represents a better measure of fitness compared to a single indicator of reproductive success. The crucial question is the replicability of this factor across samples, but this is an empirical question and future research may provide an answer to it.

Openness to experience decreases fitness

The only personality trait which was independently related to fitness was low Openness to experience. Certainly, we expected more significant associations, but their absence is probably a consequence of the low sample size. However, negative associations between Openness and reproductive success were detected in a large number of previous studies. These studies have found negative links both with the number of children (Berg, Rotkirch, Väisänen, & Jokela, 2013; Jokela et al., 2011; Međedović et al., 2018; Međedović & Kovačević, 2020; Skirbekk & Blekesaune, 2014) and grandchildren (Berg, Lummaa, Lahdenperä, Rotkirch, & Jokela, 2014). It seems that Openness decreases fitness, but we may wonder why this is the case. Openness positively correlates with intelligence, which seems to negatively predict fitness as well (Meisenberg, 2010; Reeve, Lysterly, & Peach, 2013). More open individuals usually strive for higher educational achievements, which are negatively related to fitness as well, even on a genetic level (Beauchamp, 2016). The latter connection is probably the reason why the negative link between Openness and reproductive success is more characteristic of newer cohorts compared to the older ones (Jokela, 2012). However, this poses an important question regarding the mean levels of Openness and its variation in future human populations. Are there some fitness components which may be positively affected by Openness, such as longevity or parental investment? Or Openness may be reliably related to lower fitness, but this link is a new one in an evolutionary sense and that is the reason why there are no phenotypic population changes yet. If latter is the case, and this link remains stable across generations, then phenotypic levels of Openness may tend to drop in future human populations, together with its inter-individual variation.

Environment moderates the links between personality and fitness

The crucial assumption of the state-dependent behaviour models is that state influences the relations between personality traits and fitness. Environmental characteristics are often measured as extrinsic states that may cause variation in the links between personality and fitness. It is argued that harshness and unpredictability represent some of the crucial ecological conditions which affect fitness-related outcomes (Belsky et al., 2012; Brumbach et al., 2009). In the present research, we did not observe direct links between environmental conditions and fitness, but detected moderation effects of the environment on the personality-fitness link, which is in line with previous studies (Međedović, 2018b; Međedović & Kovačević, 2020). Low Agreeableness and Extraversion decrease fitness in the conditions of high environmental instability/unpredictability. These results complement and specify previous findings of positive relations between these two personality traits and fitness (Bailey et al., 2013; Gurven et al., 2014; Jokela et al., 2011). Openness is generally negatively related to fitness, but this negative effect is more pronounced in harsher environments in the present data. Interestingly, one previous study also found that the links between Openness and reproductive success in males depended on geographical conditions (Gurven et al., 2014). This study was conducted in a small-scale subsistence society, where there was no massive education and reproductive control. Hence, this finding is congruent with the hypothesis that a negative link between Openness and fitness is of recent evolutionary origin.

It is thought-provoking to compare the associations between environment and personality with the environmentally-dependent links between personality and fitness. For example, environmental unpredictability negatively correlates with Extraversion and Agreeableness; however, in those same conditions, these personality traits negatively predict fitness! Therefore, low Agreeableness and Extraversion can be *maladaptive* responses to unpredictable environment. Apparently, unpredictable environment may support the evolution of more prosocial behavioural strategies because this is the common core of Agreeableness and Extraversion personality traits. Openness did not correlate with environmental characteristics in the present data. However, previous research has shown that Openness is lower in harsh environmental conditions (Međedović, 2018b; Međedović & Kovačević, 2020). If this is the case, then lower Openness may be an *adaptive* behavioural response to harsh environment, because it is exactly the type of environment where Openness elevates fitness. This hypothesis sounds intriguing, but before we hypothesize about the possible processes which cause adaptive and maladaptive behavioural responses, the described results must be replicated in future empirical studies.

Limitations and future directions

There are several important limitations of the present research. Most of them are related to the sample size and structure. The number of participants in the present study was relatively small, most of them were younger adults and the majority of participants were female. The sample size is an important parameter in the research regarding reproductive events since the effect sizes are small and higher sample sizes are required to capture them; alternatively, the probability of Type 2 error is higher. Sample structure is relevant as well: the best measure of reproductive success is the lifetime number of children and it can be obtained from post-reproductive individuals (aged above 50 or 55). Finally, environmental characteristics could be measured objectively, which may be an advantage because objective measures are not sensitive to recollection and other memory biases. If objective data cannot be collected, multi-item self-report scales of environmental conditions would provide more reliable data than the single-item measures, which we administered in the present study. In addition to these limitations, future research could explore other states, especially the intrinsic ones, such as body mass, height or cognitive abilities.

Concluding remarks

Human personality ecology is an exciting and intriguing scientific discipline which can help us provide answers to fundamental questions related to personality. One of these questions is the existence of individual differences in behaviour, in the first place. The discipline is still in its infancy, empirical findings are rare, but they are promising: many empirical studies have confirmed that personality is indeed related to fitness. Now, we should make further steps and ask more complex questions regarding the forces of natural selection which operate on personality traits. These questions can reveal adaptive potentials of personality and, more importantly, the interplay of personality and ecological contexts of individuals which generate evolutionary dynamics regarding personality traits. The data presented in the manuscript are encouraging in this sense, because they show that the effects in question can be found even in relatively small samples, which suggests their robustness. This may be a further incentive for researchers to explore personality in an evolutionary context and help in advancing human personality ecology as a research field.

References:

- Alvergne, A., Jokela, M., & Lummaa, V. (2010). Personality and reproductive success in a high-fertility human population. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 107, 11745–11750. <http://dx.doi.org/10.1073/pnas.1001752107>

- Bailey, D. H., Walker, R. S., Blomquist, G. E., Hill, K. R., Hurtado, A. M., & Geary, D. C. (2013). Heritability and fitness correlates of personality in the Ache, a natural-fertility population in Paraguay. *PLoS One*, 8, e59325. <http://dx.doi.org/10.1371/journal.pone.0059325>
- Beauchamp, J. P. (2016). Genetic evidence for natural selection in humans in the contemporary United States. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 113(28), 7774–7779. <https://doi.org/10.1073/pnas.1600398113>
- Belsky, J., Schlomer, G. L., & Ellis, B. J. (2012). Beyond cumulative risk: distinguishing harshness and unpredictability as determinants of parenting and early life history strategy. *Developmental psychology*, 48(3), 662–673. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/a0024454>
- Berg, V., Lummaa, V., Lahdenperä, M., Rotkirch, A., & Jokela, M. (2014). Personality and long-term reproductive success measured by the number of grandchildren. *Evolution and Human Behavior*, 35(6), 533–539. <https://doi.org/10.1016/j.evolhumbehav.2014.07.006>
- Berg, V., Rotkirch, A., Väisänen, H., & Jokela, M. (2013). Personality is differentially associated with planned and non-planned pregnancies. *Journal of Research in Personality*, 47(4), 296–305. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2013.01.010>
- Brumbach, B. H., Figueredo, A. J., & Ellis, B. J. (2009). Effects of harsh and unpredictable environments in adolescence on development of life history strategies. *Human Nature*, 20(1), 25–51. <https://doi.org/10.1007/s12110-009-9059-3>
- Dijkstra, P., & Barelds, D. P. H. (2009). Women's well-being: The role of individual differences. *Scandinavian Journal of Psychology*, 50, 309–315. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-9450.2009.00711.x>
- Dingemanse, N. J., & Wolf, M. (2010). Recent models for adaptive personality differences: a review. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London B: Biological Sciences*, 365, 3947–3958. doi:10.1098/rstb.2010.0221
- Gurven, M., von Rueden, C., Stieglitz, J., Kaplan, H., & Rodriguez, D. E. (2014). The evolutionary fitness of personality traits in a small-scale subsistence society. *Evolution and Human Behavior*, 35, 17–25. <http://dx.doi.org/10.1016/j.evolhumbehav.2013.09.002>
- John, O.P., Naumann, L.P., & Soto, C.J. (2008). Paradigm shift to the integrative Big Five trait taxonomy: History, measurement, and conceptual issues. In O.P. John, R.W. Robins, & L.A. Pervin (Eds.), *Handbook of personality: Theory and research* (pp. 114–158). New York: Guilford.
- John, O. P., & Srivastava, S. (1999). The big five trait taxonomy: History, measurement, and theoretical perspectives. In L. A. Pervin, & O. P. John (Eds.), *Handbook of personality: Theory and research* (pp. 102–138). New York: Guilford Press.
- Jokela, M. (2012). Birth-cohort effects in the association between personality and fertility. *Psychological Science*, 23, 835–841. <https://doi.org/10.1177%2F0956797612439067>
- Jokela, M., Alvergne, A., Pollet, T. V., & Lummaa, V. (2011). Reproductive behavior and personality traits of the Five Factor Model. *European Journal of Personality*, 25, 487–500. <http://dx.doi.org/10.1002/per.822>
- Johnson-Hanks, J. (2008). Demographic transitions and modernity. *Annual review of anthropology*, 37, 301–315. <https://doi.org/10.1146/annurev.anthro.37.081407.085138>
- Knežević, G. (2003). *Koreni amoralnosti [The roots of amorality]*. Beograd: Institut za kriminološka i sociološka istraživanja, Institut za psihologiju.

- Međedović, J. (2018a). What can human personality psychology learn from behavioral ecology? *Journal of Comparative Psychology*, 132(4), 382–394. <https://doi.org/10.1037/com0000120>
- Međedović, J. (2018b). Testing the state-dependent behavior models in humans: Environmental harshness moderates the link between personality and mating. *Personality and Individual Differences*, 125, 68–73. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.12.035>
- Međedović, J. (2019). Examining the link between religiousness and fitness in a behavioural ecological framework. *Journal of Biosocial Science*, advance online publication. <https://doi.org/10.1017/S0021932019000774>
- Međedović, J., & Kovačević, U. (2020). Personality as a state-dependent behavior: Do childhood poverty and pregnancy planning moderate the link between personality and fitness? *Personality and Individual Differences*, 154, 109625. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.109625>
- Međedović, J. & Petrović, B. (2020). Relationships between basic emotions and reproductive fitness are moderated by sex as an internal state. *Primenjena Psihologija*, 13, 5–26. <https://doi.org/10.19090/pp.2020.1.5-26>
- Međedović, J., Šoljaga, M., Stojković, A., & Gojević, I. (2018). Revealing complex relations between personality and fitness: HEXACO personality traits, life-time reproductive success and the age at first birth. *Personality and Individual Differences*, 129, 143–148. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.03.014>
- Meisenberg, G. (2010). The reproduction of intelligence. *Intelligence*, 38(2), 220–230. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2010.01.003>
- Miller, W. B., Rodgers, J. L., & Pasta, D. J. (2010). Fertility motivations of youth predict later fertility outcomes: A prospective analysis of national longitudinal survey of youth data. *Biodemography and social biology*, 56(1), 1–23. <https://doi.org/10.1080/19485561003709131>
- Nettle, D., Gibson, M. A., Lawson, D. W., & Sear, R. (2013). Human behavioral ecology: current research and future prospects. *Behavioral Ecology*, 24(5), 1031–1040. <https://doi.org/10.1093/beheco/ars222>
- Penke, L., & Asendorpf, J. B. (2008). Beyond global sociosexual orientations: a more differentiated look at sociosexuality and its effects on courtship and romantic relationships. *Journal of personality and social psychology*, 95(5), 1113–1135. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-3514.95.5.1113>
- Penke, L., & Jokela, M. (2016). The evolutionary genetics of personality revisited. *Current Opinion in Psychology*, 7, 104–109. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2015.08.021>
- Reeve, C. L., Lysterly, J. E., & Peach, H. (2013). Adolescent intelligence and socio-economic wealth independently predict adult marital and reproductive behavior. *Intelligence*, 41(5), 358–365. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2013.05.010>
- Sanjak, J. S., Sidorenko, J., Robinson, M. R., Thornton, K. R., & Visscher, P. M. (2018). Evidence of directional and stabilizing selection in contemporary humans. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 115(1), 151–156. <https://doi.org/10.1073/pnas.1707227114>

- Schaller, M., & Murray, D. R. (2008). Pathogens, personality, and culture: Disease prevalence predicts worldwide variability in sociosexuality, extraversion, and openness to experience. *Journal of Personality and Social Psychology*, 95(1), 212–221. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-3514.95.1.212>
- Sheppard, P., Pearce, M. S., & Sear, R. (2016). How does childhood socioeconomic hardship affect reproductive strategy? Pathways of development. *American Journal of Human Biology*, 28(3), 356–363. <https://doi.org/10.1002/ajhb.22793>
- Sih, A., Mathot, K. J., Moiron, M., Montiglio, P. O., Wolf, M., & Dingemanse, N. J. (2015). Animal personality and state–behaviour feedbacks: a review and guide for empiricists. *Trends in Ecology & Evolution*, 30(1), 50–60.
- Skirbekk, V., & Blekesaune, M. (2014). Personality traits increasingly important for male fertility: Evidence from Norway. *European Journal of Personality*, 28(6), 521–529. <https://doi.org/10.1002/per.1936>
- Stewart-Williams, S., & Thomas, A. G. (2013). The ape that thought it was a peacock: Does evolutionary psychology exaggerate human sex differences? *Psychological Inquiry*, 24(3), 137–168. <https://doi.org/10.1080/1047840X.2013.804899>
- Tropf, F. C., Stulp, G., Barban, N., Visscher, P. M., Yang, J., Snieder, H., & Mills, M. C. (2015). Human fertility, molecular genetics, and natural selection in modern societies. *PLoS One*, 10, e0126821. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0126821>
- Vukasović, T., & Bratko, D. (2015). Heritability of personality: a meta-analysis of behavior genetic studies. *Psychological Bulletin*, 141(4), 769–785. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/bul0000017>

DATUM PRIJEMA RADA: 26.04.2020.

DATUM PRIHVATANJA RADA: 04.06.2020.

Crte Velikih Pet kao (mal)adaptivni bihevioralni odgovori na oštro i nepredvidivo okruženje: novi dokazi za evoluciju ličnosti zavisnu od stanja

Janko M. Mededović

Institut za kriminološka i sociološka istraživanja

Modeli ličnosti zavisni od stanja predviđaju da će efekti ličnosti na adaptivnu vrednost zavisiti od različitih stanja; dakle, crte ličnosti mogu biti adaptivne samo u određenim uslovima. U ovom istraživanju testirali smo model ličnosti zavistan od stanja primenjen na crte Velikih Pet koristeći oštrinu i nepredvidivost okruženja kao ekstrinzička stanja. Podaci su prikupljeni na prigodnom uzorku selektovanom iz zajednice (N=221). Prvo smo ekstrahovali faktor adaptivne vrednosti iz šireg seta indikatora povezanih sa reprodukcijom i sparivanjem - on se sastojao od većeg reproduktivnog uspeha, dužeg trajanja romantičnih partnerskih veza i ranijeg uzrasta prve reprodukcije. Jedina crta ličnosti koja je značajno predviđala adaptivnu vrednost bila je niska Otvorenost za iskustva. Međutim, tri interakcije između sredinskih uslova i ličnosti su pronađene pri predikciji adaptivne vrednosti: niska Saradljivost i Ekstravezija su asociране sa nižom adaptivnom vrednošću u

veoma nestabilnim okruženjima; niska Otvorenost je pozitivno povezana sa adaptivnom vrednošću pogotovo u oštrim okruženjima. Podaci su u skladu sa prethodnim nalazima o odnosima između ličnosti i evolucione adaptivne vrednosti. Dobijeni rezultati sugerišu da su modeli ponašanja zavisni od stanja ne samo validni za objašnjenje evolucionih procesa koji održavaju varijansu u crtama ličnosti već da su i prilično robusni jer se efekti mogu detektovati u relativno malim uzorcima reproduktivno aktivnih individua.

Ključne reči: ponašanje zavisno od stanja; Velikih Pet; sredina; adaptivna vrednost; ljudska bihejvioralna ekologija

Medijatorski efekti matematičke anksioznosti u relaciji između očeve uključenosti u podučavanje i matematičkog postignuća učenika ranog osnovnoškolskog uzrasta

Ivona Jerković, Ilija Milovanović¹

Odsek za psihologiju, Filozofski fakultet, Univerzitet u Novom Sadu

Dosadašnja ispitivanja matematičke anksioznosti kod učenika ranog osnovnoškolskog uzrasta ukazuju na značajne negativne efekte koje ona ostvaruje na različite obrazovne ishode, a posebno na matematičko postignuće. Kada se govori o činiocima anksioznosti u vezi sa učenjem matematike, jedan od dominantnijih trendova ispitivanja usmeren je na analizu socijalnih faktora njenog javljanja, odnosno na ponašanja roditelja i učitelja. Međutim, vrlo je mali broj istraživanja koji dovodi u vezu ponašanja očeva, javljanje matematičke anksioznosti kod deteta i matematičkog postignuća, s obzirom na to da su do sada većinom bile ispitivane majke, kao roditelj koji je više usmeren na obrazovanje i vaspitanje deteta u poređenju sa očevima. Cilj ovog istraživanja usmeren je ka ispitivanju medijatorske uloge matematičke anksioznosti u relaciji između uključenosti očeva u proces podučavanja i matematičkog postignuća dece. Uzorak je sačinjen od 191 učenika (52.9% devojčica) ranog osnovnoškolskog uzrasta (II-IV razred) prosečne starosti 8.78 godina i njihovi očevi čija je prosečna starost iznosila 41 godinu. Istraživanje je sprovedeno u osnovnim školama na teritoriji Vojvodine. Rezultati pokazuju da anksioznost prilikom evaluacije znanja ima značajnu ulogu kao medijator u slučaju prethodnog pozitivnog iskustva oca sa matematikom i opaženih poteškoća prilikom učenja gradiva iz matematike. Pozitivno iskustvo očeva sa matematikom i opažene teškoće, osim što delom ostvaruju efekte preko matematičke anksioznosti, imaju i svoj direktan doprinos matematičkom postignuću deteta.

Ključne reči: matematička anksioznost, matematičko postignuće, očevi, osnovna škola, uključenost u podučavanje

1 ilijamilovanovic@ff.uns.ac.rs

Uvod

Matematička anksioznost: kratko definisanje i izraženost kod učenika u Srbiji

Brojna psihološka istraživanja ukazala su na rezultate da različiti emocionalni činioci mogu značajno da oblikuju matematičko postignuće kod učenika, a smatra se da je anksioznost u vezi sa učenjem matematike, odnosno matematička anksioznost, jedan od najznačajnijih činilaca te vrste na različitim obrazovnim stadijumima (npr. Baloğlu & Koçak, 2006; Carey, Hill, Devine, & Szűcs, 2017; Milovanović i Kodžopeljić, 2018; Radišić, Videnović i Baucal, 2014; Sadiković, Milovanović, & Oljača, 2018). Matematička anksioznost se definiše kao „osećaj napetosti i uznemirenosti koji ometa manipulaciju matematičkim materijalom u širokom rasponu svakodnevnih životnih i akademskih situacija“ (Richardson & Suinn, 1972, str. 551), a procena njene prevalence kreće se u širokom rasponu od 5% (Hart & Ganley, 2019) do čak 60% (Baucal i Pavlović-Babić, 2011). Razlike u prevalenciji verovatno zavise od uzorkovane populacije, korišćenih mera, kao i od kriterijuma na osnovu kojih se pojedinci kategorišu kao „matematički anksiozni“. Međutim, čak i kada se najniže procene uzimu u obzir, matematička anksioznost predstavlja rizikofaktor za niže matematičko postignuće, što je potvrđeno i istraživanjima koja su sekundarno vršena na PISA podacima (npr. Foley et al., 2017). Naime, rezultati PISA testiranja iz 2003. i 2006. godine na učenicima u Srbiji pokazuju da oko 40% učenika spada u grupu funkcionalno nedovoljno matematički opismenjenih i postižu za više od 50 poena niže rezultate u odnosu na prosek zemalja članica OECD-a (Radišić i Videnović, 2011). Takođe, rezultati ukazuju i na visok nivo matematičke anksioznosti kod učenika iz Srbije, značajno viši u odnosu na prosek zemalja članica OECD-a, pri čemu se učenici iz Srbije ne razlikuju značajno (Foley et al., 2017) od učenika iz okruženja (npr. od učenika Bugarske, Grčke i Hrvatske). Uvidom u ove rezultate, primećuje se da što je anksioznost viša, to je postignuće na skali matematičke pismenosti niže. Detaljnije, razlika od jednog poena na skali anksioznosti, između dva učenika, jednaka je razlici od 32 poena na skali matematičke pismenosti (OECD, 2004).

Početni fokus istraživača na odrasle ispitanike i na učenike srednjih škola temeljen je na teorijama koje sugerišu da su akademski stavovi i verovanja dece vremenski nestabilni kako bi mogli da utiču na njihovo postignuće (Gunderson, Park, Maloney, Beilock, & Levine, 2018). Međutim, novija istraživanja ukazuju na to da je matematička anksioznost važan prediktor matematičkog postignuća još od samog polaska u školu (Jameson, 2013; Ramirez, Chang, Maloney, Levine, & Beilock, 2016; Vuković, Kieffer, Bailey, & Harari, 2013; Wu, Barth, Amin, Malcarne, & Menon 2012). Wu i saradnici (Wu et al., 2012) otkrili su značajnu negativnu povezanost između ove dve varijable već kod dece prvog razreda osnovne škole, a u metaanalizi Namkunga i saradnika (Namkung, Peng, & Lin, 2019) takođe je pokazano da se ove dve varijable nalaze u negativnom odnosu ($r = -.27$). Budući da se deca ranog osnovnoškolskog uzrasta nalaze na stadijumu konkretnih operacija, te da su

njihove mentalne akcije ograničene na konkretan i realan sadržaj, kontekst za njih predstavlja izuzetno važan faktor, lakše razumeju stavke koje se odnose na konkretne i svakodnevne situacije u kojima dolaze u kontakt sa matematičkim sadržajem (Cipora et al., 2019). Stoga se najveći broj istraživanja, koja se bave matematičkom anksioznošću kod dece ranog osnovnoškolskog uzrasta, oslanja na kontekstualni model (Hopko, Mahadevan, Bare, & Hunt, 2003), ukazujući da na njen razvoj značajno utiču kontekstualno-sociološki faktori (Carey et al., 2017; Cipora, Szczygieł, Willmes, & Nuerk, 2015; Vehedi & Farrokhi, 2011). Kao jedan od najznačajnijih socijalnih sredinskih faktora koji utiče na razvoj matematičke anksioznosti i matematičko postignuće dece, mnogobrojna istraživanja izdvajaju roditeljske karakteristike i ponašanje (Fan & Chen, 2001; Gunderson et al., 2012; Jackson & Leffingwell, 1999; Graue, 1983; Jeynes, 2003; Sénéchal, 2006).

Uključenost roditelja kao činilac oblikovanja matematičke anksioznosti i matematičkog postignuća

Rezultati istraživanja koja se bave ulogom roditelja u podučavanju ukazuju na to da njihova uključenost u podučavanje smanjuje anksioznost u vezi sa matematičkim postignućem kod dece (Bartley & Ingram, 2017; Milovanović, 2018; Roberts & Vukovic, 2011; Vukovic, Roberts, & Wright, 2013), ali takođe, sugerišu i da visoka matematička anksioznost koju roditelj ispoljava u toku procesa podučavanja može imati negativne efekte na njihovo matematičko postignuće (Malooney et al., 2015). Berkowitz i saradnici (2015) ustanovili su da su deca, čiji roditelji imaju visok nivo matematičke anksioznosti, savladala manje gradiva tokom prvog razreda osnovne škole od dece čiji roditelji imaju niži nivo straha od matematike. Kao faktori od značajne važnosti za matematičko postignuće dece pokazali su se i verbalna podrška i očekivanja roditelja, kao i komunikacija sa decom (Fan & Chen, 2001; Graue et al., 1983; Jeynes, 2003; Cruz, 2012), prethodna pozitivna iskustva roditelja sa matematikom (Ingram, 2013), verovanje roditelja u sposobnosti deteta (Aunola, Nurmi, Lerkkanen, & Puttonen, 2003) i stavovi roditelja prema matematici (Lazarides, Harackiewicz, Canning, Pesu, & Viljaranta, 2015).

Uključenost roditelja u podučavanje je višedimenzionalni konstrukt, koji se odnosi na motivisane roditeljske stavove i ponašanja kojima utiču na postignuće deteta (Christenson, 2004; Fantuzzo, Tighe, & Childs, 2000), a mnogobrojna istraživanja pokazuju povezanost ovog konstrukta sa društvenim i akademskim ishodima kod učenika i studenata (npr. Dearing, McCartney, Weiss, Kreider, & Simpkins, 2004; El Nokali, Bachman, & Votruba-Drzal, 2010; Niehaus & Adelson, 2014). Prema tradicionalnom shvatanju roditeljske uključenosti u podučavanje matematike, roditelji veruju da je zadatak škole da pruži deci matematičko obrazovanje i da je njihova uloga u sticanju tih znanja manje važna (Maloney, Ramirez, Gunderson, Levine, & Beilock, 2015). Stoga roditelji često izveštavaju da ne poseduju dovoljno znanja iz različitih oblasti

matematike kako bi na adekvatan način mogli da učestvuju u podučavanju, što posledično može da se odrazi na matematičko postignuće deteta (Díez-Palomar & Kanes, 2012). Novija istraživanja, pak, pokazuju mnogo širi spektar mogućeg pozitivnog uticaja uključenosti roditelja na školsko postignuće osnovnoškolaca (prema Vukovic et al., 2013) putem aktivnosti i interakcija deteta i roditelja koje se odvijaju u kućnim uslovima (npr. svakodnevni razgovori o školi, ohrabrenja od strane roditelja) kao i putem umerenih očekivanja roditelja u vezi sa detetovim školskim postignućem (Jeynes, 2010; Pomerantz, Moorman, & Litwack, 2007), ohrabrivanja i komunikacije sa detetom (npr. Fan & Chen, 2001; Jeynes, 2003; Sénéchal, 2006). Tako deca, usled učenja po modelu (Bandura, 1977) ili usled određenog sistema potkrepljenja od strane roditelja za određena ponašanja (Gelman, 2009; Patterson & Bigler, 2006), ispoljavaju funkcionalna ili disfunkcionalna ponašanja koja utiču na sam proces učenja, na emocije koje se javljaju tokom učenja matematike, ali i na i obrazovne ishode u oblasti matematike.

Uključenost očeva u podučavanje i matematička anksioznost učenika

Istraživanja koja se bave ovom oblašću često obuhvataju samo majke (npr. Boehme, Goetz, & Preckel, 2017; Cohen & Rubinsten, 2017; Engelhard, 1990), iako mnogobrojna istraživanja dosledno ukazuju na značaj prisustva oca kao i kvaliteta odnosa sa ocem za celokupan razvoj deteta (Deutsch, Servis, & Payne, 2001; East, Jackson, & O'Brien, 2006; Sarkadi, Kristiansson, & Bremberg, 2008). Jedno od potencijalnih objašnjenja predstavljaju tradicionalne vrednosti društva u kojima se patrijarhalne vrednosti porodice izuzetno naglašavaju, te se, shodno tome, otac, u odnosu na majku, precipira kao distanciran, manje topao, neizainteresovan i odnos sa njim karakteriše manji stepen intimnosti i poverenja (Mihić, 2010).

Rezultati istraživanja koja uključuju očeve, ukazuju na to da njihove karakteristike značajno doprinose matematičkom postignuću kao i matematičkoj anksioznosti kod dece. Detaljnije, doprinos je veći kada je u pitanju matematičko postignuće, u odnosu na matematičku anksioznost (Yenilmez, Girginer, & Uzun, 2007). Nalazi Casada i saradnika (Casad, Hale, & Wachs, 2015) ukazuju na to da niža matematička anksioznost kod očeva doprinosi većem matematičkom postignuću i većem vrednovanju matematike kao školskog predmeta. U jednom od istraživanja, koje je sprovedeno u našoj državi, ustanovljeno je da očeva očekivanja kao i opažene poteškoće pozitivno doprinose matematičkoj anksioznosti dece. Tačnije, izražena očekivanja od deteta u kontekstu postizanja visokog postignuća, kao i naglašavanje problema tokom učenja matematike doprinosi tome da dete razvije anksioznost u vezi sa matematikom (Milovanović, 2018). Dakle, u zavisnosti od toga kakvo ponašanje otac ispoljava, anksioznost u vezi sa učenjem matematike kod deteta će se smanjiti ili povećati (npr. Bartley & Ingram, 2017; Bhanot & Jovanovic, 2009; Maloney et al., 2015; McBride, Dyer, Liu, Brown, & Hong, 2009) i tako pozitivno ili negativno dopri-

neti izraženosti matematičkog postignuća u zavisnosti od toga na šta je otac bio usmeren tokom podučavanja: na sam proces učenja ili na određena očekivanja od deteta. Međutim, nedovoljan broj istraživanja povezanosti očevog ponašanja tokom podučavanja sa razvojem emocija prema matematici, čini ovo istraživačko područje podesnom osnovnom za razvoj daljih istraživanja koja ispituju ulogu oca u kontekstu matematičkog postignuća učenika.

Pregledom postojeće literature uočava se nedostatak istraživanja koja se bave ulogom uključenosti očeva u procesu učenja i podučavanja. Imajući u vidu rezultate prethodnih istraživanja, može se zaključiti da određena ponašanja oca doprinose ispoljavanju anksioznosti kod deteta tokom učenja matematike, te da je matematička anksioznost značajan činilac nižeg matematičkog postignuća. Cilj ovog istraživanja usmeren je ka ispitivanju mediatorske uloge matematičke anksioznosti učenika u relaciji između uključenosti njihovih očeva u proces podučavanja matematike i učenikovog matematičkog postignuća. Opšta pretpostavka je da će matematička anksioznost imati značajnu mediatorsku ulogu u navedenoj relaciji. Specifičnije, pretpostavlja se da će deca, čiji očevi ispoljavaju disfunkcionalne obrasce uključenosti, poput naglašavanja negativnih iskustava, prezahtevnih očekivanja od deteta, nižeg stepena pomaganja i naglašavanja problema u samom procesu učenja, imati niže matematičko postignuće, usled pozitivnih efekata takvih ponašanja na razvoj matematičke anksioznosti.

Metod

Uzorak i postupak

Uzorak se sastojao od 191 učenika (52.9% ženskog pola) ranog osnovnoškolskog uzrasta (II-IV razred) prosečne starosti 8.78 godina ($SD = 0.89$) i njihovih očeva, čija je prosečna starost iznosila 41 godinu ($SD = 5.11$). Od ukupnog uzorka 36.1% učenika je pohađalo II razred, 31.4% je pohađalo III razred, a 32.5% je pohađalo IV razred osnovne škole, a učenici su pripadali jednom od 20 ispitanih odeljenja. U istraživanju su učestvovali učenici tri uzrasne grupe (II, III i IV razred), usled toga što je cilj istraživanja bio usmeren na ispitivanje fenomena na celokupnom ranom osnovnoškolskom uzrastu, ne računajući prvi razred osnovne škole, jer su tada ocene samo opisne. Istraživanje je sprovedeno u osnovnim školama na teritoriji Vojvodine. Ispitivanje je bilo anonimno, a pre samog ispitivanja dobijene su saglasnosti roditelja i direktora osnovnih škola u skladu sa standardnim etičkim procedurama, kako bi učenici mogli da učestvuju u istraživanju. Sama saglasnost sadržala je informacije o istraživanju, kao i o anonimnosti i zaštiti podataka o ličnosti. Pre samog početka ispitivanja učenicima su, na njima razumljiv način, objašnjeni ciljevi istraživanja, svrha prikupljanja podataka i načini zaštite podataka. Ispitivanje je vršeno anonimno. Učenici su popunjavali bateriju upitnika individualno, uz pomoć istraživača u školi, dok su očevi popunjavali upitnike kod kuće.

Instrumenti i mere

Modifikovana skraćena skala matematičke anksioznosti (Modified Abbreviated Math Anxiety Scale (mAMAS); Carey et al., 2017). Ovom skalom se meri izraženost matematičke anksioznosti kod učenika ranog osnovnoškolskog uzrasta. Sastoji se od 9 stavki sa petostepenom Likertovom skalom za odgovaranje (od 1 – *uopšte nisam nervozan* do 5 – *jako sam nervozan*), koja je učenicima distribuirana u slikovnom formatu (Suinn, Taylor, & Edwards, 1988). Učenici su svoje odgovore na pitanje koliko su nervozni u datim situacijama davali pokazivanjem facijalne ekspresije odgovarajućeg emotikona. Ova skala je već korišćena u domaćim istraživanjima (npr. Milovanović & Branovački, 2020) i sastoji se iz dva faktora koji predstavljaju kontekste u kojima se matematička anksioznost javlja: anksioznost tokom učenja matematike ($\alpha = .83$) i anksioznost tokom evaluacije znanja iz matematike ($\alpha = .80$).

Skala roditeljske uključenosti (Parental Involvement: Vukovic et al., 2013). Skala roditeljske uključenosti služi za procenu involviranosti roditelja u proces podučavanja deteta iz oblasti matematike. Skala originalno sadrži 18 stavki petostepenog Likertovog tipa odgovora (od 1 – *uopšte se ne slažem* do 5 – *u potpunosti se slažem*). U pilot istraživanju ajtem analizom iz upitnika su izbačene 3 stavke, a faktorska analiza na našem uzorku sugerise postojanje 4 faktora: Prethodno *Pozitivno iskustvo* roditelja prilikom učenja matematike (npr. *Moja učiteljica je stalno hvalila moje matematičke sposobnosti.* $\alpha = .91$), *Pomažanje* detetu prilikom učenja matematike (npr. *Učestvujem s detetom u učenju matematike kod kuće.* $\alpha = .82$), *Očekivanja* od deteta u kontekstu matematičkog postignuća (npr. *Očekujem da moje dete ima dobre ocene iz matematike.* $\alpha = .73$) i *Opažene poteškoće* sa kojima se suočavaju roditelji i njihova deca prilikom učenja matematike (npr. *Imam poteškoća da objasnim neke stvari iz matematike svom detetu.* $\alpha = .80$).

Matematičko postignuće. Postignuće iz matematike operacionalizovano je kao prosečna ocena učenika iz matematike sa polugodišta tekuće školske godine. Ocene iz matematike su preuzete iz školskih dnevnika, uz saglasnost roditelja, direktora i profesora razredne nastave, a ova mera se pokazala kao pouzdana u istraživanjima kod učeničke populacije iz Srbije (Milovanović, 2018; Milovanović, 2020). Učenici se nisu međusobno razlikovali na meri matematičkog postignuća u odnosu na odeljenje kom su pripadali ($F(df) = 1.85(19, 171), p = .27$).

Analiza podataka

Nakon uvida u deskriptivne podatke, interkorelacije varijabli korišćenih u istraživanju i provere multikolinearnosti, sprovedena je multipla analiza medijacije. Za obradu podataka korišćen je makro PROCESS v3.3 za SPSS

(Hayes, 2017) koji služi za utvrđivanje multiple simultane medijacije između varijabli. Primenom ove metode moguće je sprovesti analizu totalnog indirektnog efekta – zajedničkog efekta svih medijatorskih varijabli koje su uključene u istraživanje i analizu specifičnih indirektnih efekata – pojedinačni efekat svakog od medijatora. Detaljnije, ova metoda omogućava ispitivanje: totalnog efekta prediktorske varijable na kriterijumsku (c'), direktnog efekta prediktorske varijable na kriterijumsku kada se medijator drži pod kontrolom (c) i pojedinačnog medijatorskog efekta svakog od medijatora na vezu između prediktora i kriterijuma (ab). Model dozvoljava uključivanje većeg broja medijatora u analizu i pomoću bootstrapping metode računa interval poverenja indirektnog efekta.

Rezultati

Analiza deskriptivnih pokazatelja, polne i uzrasne razlike

U Tabeli 1 su prikazani rezultati deskriptivne statistike za varijable korišćene u istraživanju. Polne razlike na dimenzijama matematičke anksioznosti nisu detektovane ($t = 0.42$, $df = 190$, $p = .68$ za anksioznost tokom učenja i $t = 0.09$, $df = 190$, $p = .93$ za anksioznost tokom evaluacije), kao ni u matematičkom postignuću ($t = -0.22$, $df = 190$, $p = .83$). Analiza uzrasnih razlika ukazala je na to da se učenici različitih razreda ne razlikuju značajno na dimenzijama matematičke anksioznosti tokom učenja ($F(df) = 0.67(2, 188)$, $p = .51$) i tokom evaluacije znanja ($F(df) = 2.74(2, 188)$, $p = .08$), kao ni na meri matematičkog postignuća ($F(df) = 2.76(2, 188)$, $p = .07$). S obzirom na to da se učenici nisu razlikovali na navedenim merama u odnosu na sociodemografske karakteristike (pol, uzrast, odeljenje), u daljim analizama su razmatrani kao jedna grupa, što je u skladu sa različitim preporukama za istraživanja i praktičnu delatnost u oblasti obrazovanja (npr. APA, 2013).

Tabela 1

Deskriptivni pokazatelji varijabli koje su korišćene u istraživanju

Varijabla	M*	SD	Sk	Ku
Matematičko postignuće	4.62	0.62	-1.69	2.88
MA tokom evaluacije	8.41	4.28	1.05	0.67
MA tokom učenja	7.61	3.78	1.92	3.60
Pozitivna iskustva	11.50	3.33	-0.37	-0.63
Pomaganje	9.92	3.41	-0.26	-0.81
Očekivanja	9.96	1.84	-0.99	1.41
Percipirane teškoće	5.17	2.44	1.07	0.39

Napomena. M - aritmetička sredina; SD - standardna devijacija; Sk - koeficijent asimetričnosti - skjunis; Ku - koeficijent izduženosti - kurtosis. MA - matematička anksioznost. * $M_{\text{postignuće II razred}} = 4.65$, $M_{\text{postignuće III razred}} = 4.67$, $M_{\text{postignuće IV razred}} = 4.58$.

Aritmetička sredina, koeficijent izduženosti, kao i koeficijent asimetričnosti distribucije podataka ukazuju na to da većina ispitivanih učenika ima veoma visoko postignuće iz matematike. Tačnije, 69% učenika imalo je odličan uspeh iz matematike, dok samo 31% njih imalo ocenu iz matematike manju od odlične, pri čemu od ukupnog uzorka samo 10 učenika ima dovoljnu (2) ili dobru (3) ocenu iz matematike. Iz tih razloga, učenici nisu poređeni po grupama u odnosu na postignuće, usled restrikcije opsega same varijable. Zbog toga su dalje analize vršene su na normalizovanim podacima pomoću Tuckeyeve transformacije. Parametri ostalih varijabli sugerišu da se one distribuiraju po normalnoj raspodeli (Tabachnick & Fidell, 2013).

Medijatorska uloga matematičke anksioznosti u relaciji između roditeljske uključenosti u proces učenja i matematičkog postignuća učenika

Pre samog sprovođenja multiple analize medijacije, izvršena je korelaciona analiza (Tabela 2). Dimenzije matematičke anksioznosti nalaze se u visokoj i pozitivnoj interkorelaciji, a matematičko postignuće učenika ostvaruje nisku i negativnu korelaciju kako sa anksioznošću tokom učenja, tako i sa anksioznošću tokom evaluacije znanja. Matematičko postignuće je značajno pozitivno povezano sa pozitivnim iskustvom oca i negativno sa opaženim poteškoćama. Anksioznost prilikom evaluacije znanja postiže značajnu negativnu korelaciju sa dve varijable roditeljske uključenosti: pozitivnim iskustvom i očekivanjima, te značajnu pozitivnu korelaciju sa opaženim poteškoćama, dok anksioznost tokom učenja ostvaruje značajnu negativnu povezanost sa očekivanjima i značajnu pozitivnu povezanost sa očekivanim poteškoćama.

Tabela 2

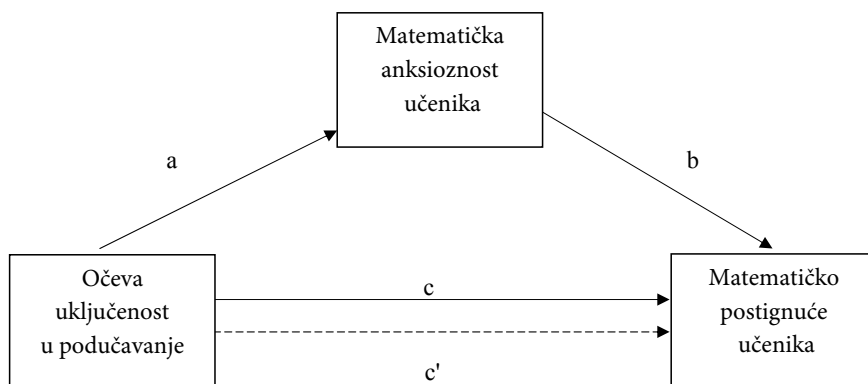
Interkorelacije dimenzija roditeljske uključenosti u podučavanje, matematičke anksioznosti i postignuća učenika

	PI	P	O	OT	MP	MAE	MAU
PI	1						
P	.03	1					
O	.29**	-.11	1				
OT	-.40**	.10	-.42**	1			
MP	.16*	-.01	.06	-.23**	1		
MAE	-.19*	-.05	-.23**	.26**	-.23**	1	
MAU	-.11	-.01	-.19*	.19*	-.18*	.62**	1

Napomena. PI - Pozitivno iskustvo; P - Pomaganje; O - Očekivanje; OT - Opažene teškoće; MP - Matematičko postignuće; MAE – Matematička anksioznost tokom evaluacije; MAU – Matematička anksioznost tokom učenja.

** $p < .01$. * $p < .05$.

Uvidom u korelacije zaključuje se da međusobni odnosi između različitih vidova uključenosti oca u podučavanje koreliraju u umerenom stepenu. Primera radi, evidentno je da se teškoće tokom podučavanja nalaze u negativnom odnosu sa pozitivnim iskustvima i očekivanjima oca, što potencijalno govori o tome da dimenzije uključenosti ne mogu u potpunosti da se razmatraju kao nezavisni činioci matematičke anksioznosti kod deteta, već da verovatno tokom interakcije sa detetom otac ispoljava istovremeno više vrsta uključenosti u podučavanje. Može se zaključiti i to da nešto snažnije korelacije matematička anksioznost tokom evaluacije znanja ostvaruje sa svim dimenzijama uključenosti u poređenju sa matematičkom anksioznošću tokom učenja. S tim u vezi, može se ustanoviti da će se dimenzije uključenosti oca više reflektovati u situacijama provere znanja iz matematike, nego u samoj situaciji učenja matematike



Slika 1. Medijatorska uloga matematičke anksioznosti učenika u relaciji između očeve uključenosti u podučavanje i matematičkog postignuća. *a* - efekat prediktora na medijator; *b* - efekat medijatora na kriterijum; *c'* - direktan efekat prediktora na kriterijum kada se efekat medijatora drži pod kontrolom; *c* - totalni efekat.

U Tabeli 3 prikazani su rezultati analize multiple medijacije. Dimenzije matematičke anksioznosti učenika predstavljale su medijatorske varijable, koje posreduju između dimenzija uključenosti roditelja u proces učenja kao prediktorskih varijabli i matematičkog postignuća učenika, kao kriterijumske varijable (Slika 1).

Tabela 3

Relacije očeve uključenosti u podučavanje i matematičkog postignuća učenika: medijatorski efekti matematičke anksioznosti

	Osnovni parametri			CI (95%)	
	Koeficijent <i>ab</i> (SE)	Koeficijent <i>a</i>	Koeficijent <i>b</i>	Niži	Viši
Pozitivno iskustvo					
Direktan efekat (<i>c</i>)	.02 (.01)**				
Totalni efekat (<i>c'</i>)	.03 (.01)**			.01	.06
<i>I</i> : Anksioznost tokom učenja	.00 (.00)	-.10	.00	.00	.00
<i>I</i> : Anksioznost tokom evaluacije	.01 (.01)*	-.29*	-.03*	.01	.02
Pomaganje					
Direktan efekat (<i>c</i>)	.00 (.01)				
Totalni efekat (<i>c'</i>)	.00 (.01)			-.03	.02
<i>I</i> : Anksioznost tokom učenja	.00 (.00)	.05	.00	.00	.00
<i>I</i> : Anksioznost tokom evaluacije	.00 (.00)	.07	-.03*	-.01	.00
Očekivanja					
Direktan efekat (<i>c</i>)	.00 (.02)				
Totalni efekat (<i>c'</i>)	.02 (.02)			-.03	.07
<i>I</i> : Anksioznost tokom učenja	.00 (.00)	-.28	.00	-.01	.01
<i>I</i> : Anksioznost tokom evaluacije	.02 (.01)	-.28	-.03*	.00	.04
Opažene teškoće					
Direktan efekat (<i>c</i>)	-.06 (.02)**				
Totalni efekat (<i>c'</i>)	-.07 (.02)**			-.10	-.03
<i>I</i> : Anksioznost tokom učenja	.00 (.00)	.29*	.00	-.01	.01
<i>I</i> : Anksioznost tokom evaluacije	-.01 (.01)*	.33*	-.03*	-.02	-.01

Napomena. *ab* - indirektan efekat medijatora u relaciji između prediktora i kriterijuma; *a* - efekat prediktora na medijator; *b* - efekat medijatora na kriterijum; *c'* - direktan efekat prediktora na kriterijum kada se efekat medijatora drži pod kontrolom; *c* - totalni efekat. *I* - indirektan efekat. Sve vrednosti predstavljaju nestandardizovane regresione koeficijente.

** $p < .01$. * $p < .05$.

Rezultati prikazani u Tabeli 3 ukazuju na značajan totalni i indirektni efekat prediktorskih varijabli na kriterijum u slučaju pozitivnog iskustva i opaženih poteškoća, što nam ukazuje da je medijatorska uloga matematičke anksioznosti parcijalna između ova dva faktora očeve uključenosti i matematičkog postignuća učenika. U slučaju oba faktora, i pozitivnog iskustva i opaženih poteškoća, značajnu medijatorsku ulogu ima anksioznost tokom evaluacije znanja iz matematike. Detaljnije, ponašanja oca tokom podučavanja deteta kod kuće u kojima do izražaja dolazi očeva evociranje pozitivnih iskustava sa matematikom smanjuju negativne doprinose anksioznosti prilikom evaluacije na matematičko postignuće, dok očeva percepcija i naglašavanje teškoća u učenju kod deteta uvećavanju njene negativne efekte.

Dobijeni efekti direktnog i totalnog usmerenja se, iako značajni, mogu oceniti kao vrlo niski, pri čemu su efekti teškoća prilikom podučavanja nešto viši od efekata pozitivnih iskustava. To potencijalno ukazuje na zaključak da se pojedina ponašanja oca tokom podučavanja mogu okarakterisati više kao kontraproduktivna za matematičko postignuće deteta, putem pozitivnih efekata koje ostvaruju na matematičku anksioznost tokom evaluacije znanja. S druge strane, očeva ponašanja tokom podučavanja, koja pospešuju pozitivne ishode učenja matematike, a minimiziraju negativne (poput razmene pozitivnih iskustava), imaju slabije efekte. Dodatno, potrebno je primetiti i da se totalni i direktni efekti dimenzija uključenosti u podučavanje razlikuju u dosta niskom stepenu ($\Delta c = .01$). To ukazuje na zaključak da efekti, koje ove dve dimenzije uključenosti oca u podučavanje ostvaruju na matematičko postignuće, samo vrlo malim delom svoj doprinos ostvaruju putem veze sa matematičkom anksioznošću učenika u situacijama provere znanja.

Diskusija

Cilj ovog rada bio je usmeren na ispitivanje medijatorske uloge matematičke anksioznosti učenika u relaciji između dimenzija roditeljske uključenosti u proces podučavanja i matematičkog postignuća. Imajući u vidu rezultate istraživanja, može se zaključiti da anksioznost prilikom evaluacije znanja ima značajnu ulogu kao medijator u slučaju prethodnog pozitivnog iskustva oca sa matematikom i opaženih poteškoća prilikom podučavanja deteta u oblasti matematike, ali da su indirektni efekti niski. S obzirom na to da je roditeljska uključenost pozitivno povezana sa akademskim, ali i društvenim postignućem dece (npr. Dearing et al., 2004; Niehaus & Adelson, 2014), i da predstavlja protektivni faktor za optimalan akademski i socioemocionalni razvoj (Jeynes, 2003), razumevanje povezanosti između postignuća, roditeljske uključenosti u podučavanje i straha od matematike od velike je važnosti. Od posebne je važnosti ustanoviti koje vrste roditeljske uključenosti, kada se govori o očevima, mogu doprineti postignuću kod dece i delom redukovati matematičku anksioznost, kako bi se na adekvatan način ublažila ili, pak, prevenirala. Ovo istraživanje je pretendovalo na objašnjenje navedenih relacija, a rezultati su ukazali i na izvesna ograničenja.

Pozitivno iskustvo očeva sa matematikom i opažene teškoće u učenju prilikom podučavanja deteta, osim što delom deluju preko matematičke anksioznosti, imaju i svoj direktan uticaj na postignuće dece u matematici. Što su prethodna iskustva očeva sa matematikom negativnija, a opažene teškoće u učenju veće, verovatnije je da će matematičko postignuće deteta biti niže, što je u skladu sa rezultatima nekih prethodnih istraživanja (npr. Berkowitz et al., 2015; Milovanović, 2018). Ova dva značajna prediktora mogu se svrstati

u aktivnosti i interakcije između roditelja i deteta koji se dešavaju u kućnim uslovima, stoga rezultati idu u prilog savremenom shvatanju pojma uključenosti roditelja u proces učenja, koje pozitivno delovanje uključenosti razmatra putem mnogo šireg spektra aktivnosti (Jeynes, 2010; Pomerantz et al., 2007). Takođe je interesantna značajnost prediktora opažene teškoće, budući da se on izdvojio kao faktor uključenosti u našoj kulturi, dok u američkoj kulturi faktor koji okuplja ove ajteme nije pokazao dobre metrijske karakteristike, stoga nije ni uključen u konstrukciju kraće forme instrumenta (Vukovic et al., 2013). Ovaj faktor je, za razliku od faktora pozitivnih iskustava, ostvario veći direktni i totalni efekat, te se čini da je važnija determinanta matematičkog postignuća učenika koja proizilazi iz ponašanja oca tokom interakcije sa detetom.

Jedno od objašnjenja relacija ova dva značajna prediktora i matematičkog postignuća dece leži u osnovnim postulatima učenja po modelu (Bandura, 1977). Prema ovom modelu ponašanja se usvajaju i modifikuju posmatranjem značajnim drugih iz socijalnog okruženja, a roditelji predstavljaju najvažnije izvore socijalizacije na ranom osnovnoškolskom uzrastu. Usvajajući ponašanja i stavove oca, dete manifestuje različite oblike ponašanja koje mu pomažu ili ga čine vulnerabilnim na efekte anksioznosti tokom učenja matematike i evaluacije znanja iz iste oblasti. S druge strane, potencijalno objašnjenje veze između očevih ranijih pozitivnih iskustava i naglašavanja percipiranih problema tokom učenja matematike od strane deteta može da bude objašnjeno i u kontekstu direktnog podučavanja. Pojedini autori (npr. Gelman, 2009; Patterson & Bigler, 2006) navode da eksplicitno ispoljavanje određenih ponašanja može da utiče na formiranje stavova kod dece, bez obzira na to da li je došlo do identifikacije sa roditeljem, ukoliko je roditelj potkrepio te stavove. Čini se da bi određen sistem potkrepljenja od strane očeva mogao da proizvede višu anksioznost kod deteta, čime posledično taj sistem potkrepljenja doprinosi i nižem matematičkom postignuću. Međutim, na ovom mestu je potrebno naglasiti da se efekti dobijeni u ovom istraživanju, generalno, mogu opisati kao niski. Time se zaključuje da očeva ponašanja, iako značajno doprinose oblikovanju matematičke anksioznosti i matematičkog postignuća, zapravo imaju vrlo mali doprinos na obrazovni ishod olicen kroz matematičko postignuće. Ovaj zaključak nije neuobičajen u istraživanjima, s obzirom na to da raniji nalazi ukazuju na veću ulogu majki u obrazovanju deteta (npr. Boehme et al., 2017; Cohen & Rubinsten, 2017), te i na to da majke u većoj meri ispoljavaju ponašanja usmerena na sam proces učenja, a očevi na proces evaluacije znanja i krajnji ishod učenja (McBride et al., 2009). Imajući u vidu navedene rezultate, čini se da, iako i dalje slabe, značajnije efekte na učenje otac ostvaruje putem disfunkcionalnih oblika uključenosti u podučavanje, što doprinosi razvoju maladaptivnog okruženja za učenje matematike i, posledično, nižeg matematičkog postignuća.

Uprkos značajnim relacijama koje su obe vrste matematičke anksioznosti ostvarile sa očekivanjima oca u vezi sa matematičkim postignućem deteta, njihova medijatorska uloga se nije pokazala kao značajna. U poređenju sa pomaganjem, naglašavanjem teškoća i ispoljavanjem pozitivnih iskustava, očekivanja predstavljaju implicitniju formu uključenosti roditelja u podučavanje deteta, te stoga se može pretpostaviti da očekivanja ne moraju da budu eksplicitno izražena. Usled toga, moguće je da deca na ranom osnovnoškolskom uzrastu nisu toliko usmerena na roditeljska očekivanja, već na one forme uključenosti koje se manifestno ispoljavaju i koje deca percipiraju kao motivišuće ili sabotirajuće u kontekstu učenja. S tim u vezi, važno je naglasiti da su skoro sve forme uključenosti u podučavanje ostvarile međusobno značajne interkorelacije. Moguće je da je efekat određenih ponašanja, poput očekivanja i pomaganja, ostao „zamaskiran“ efektima drugih formi ponašanja tokom podučavanja ili da su te forme uključenosti već sadržane u ponašanjima koja su se pokazala značajnim u ovom istraživanju. Primera radi, dok otac pomaže detetu tokom učenja matematike, on istovremeno može da ispoljava i teškoće prilikom samog procesa, svoja očekivanja od deteta ili da deli pozitivna iskustva sa matematikom u komunikaciji sa detetom. Dakle, pomaganje pri učenju najverovatnije predstavlja osnovu za ispoljavanje preostalih formi očevo ponašanja, pri čemu očekivanja od deteta predstavljaju implicitniju formu uključenosti, dok su teškoće i razmena pozitivnih iskustava evidentniji i uočljiviji u direktnoj komunikaciji sa detetom.

Podaci dobijeni u ovom istraživanju, saglasni su sa ranijim nalazima i jasno pokazuju da anksioznost negativno doprinosi matematičkom postignuću na ranom osnovnoškolskom uzrastu (Baloğlu & Koçak, 2006; Carey et al., 2017; Radišić i sar., 2015), a kao njen značajan aspekt izdvaja se anksioznost prilikom evaluacije znanja, dok se anksioznost pri učenju nije pokazala kao značajan činilac. Rezultati istraživanja jasno ukazuju na postojanje matematičke anksioznosti na ranom osnovnoškolskom uzrastu kod dece i predstavljaju još jedan u nizu argumenata koji odbacuju teorije koje pretpostavljaju nestabilnost mera anksioznosti kod dece (Eccles et al., 1984, prema Gunder-son et al., 2018). Matematička anksioznost jeste česta pojava u našem obrazovnom sistemu. Kao što se može uočiti, ona nije samo fenomen koji zavisi od školske ustanove, već je produkt više različitih konteksta od kojih je uloga roditelja jedna od važnijih. Rano savladavanje kvantitativnih veština i postizanja uspeha u oblasti matematike (sposobnost izvođenja osnovnih aritmetičkih operacija i korišćenje različitih strategija rešavanja problema bez poteškoća) važne su za uspeh dece tokom školovanja, ali i za uspeh na budućem radom mestu (Ramirez et al., 2016). Rane školske godine su presudno vreme za razvoj bezbroj značajnih veština i kompetencija (Vukovic et al., 2013), stoga je rano uočavanje matematičke anksioznosti i pravilno tretiranje veoma važno za optimalan razvoj dečjih sposobnosti.

Ovo istraživanje je pokazalo da očevi imaju svoj individualan doprinos kada je u pitanju matematičko postignuće dece i da su u većini istraživanja koja se bave ovom tematikom neosnovano zanemarivani. Argumentacija za sprovođenje istraživanja i pored ovog podatka leži u tome što se u ovom radu prvi put, na ovaj način (uključivanjem samo očeva), bavimo ovom temom u našoj populaciji, te dobijeni podaci imaju dodatnu važnost i predstavljaju početnu tačku za dalja istraživanja. Nadalje, u narednim istraživanjima potrebno je uključiti i majke, kao i veći broj dece iz različitih gradova u Srbiji, sa raznovrsnijim postignućima i raznovrsnijim stepenom izraženosti matematičke anksioznosti. Na taj način bi se dobio detaljniji i tačniji uvid o doprinosu istraživanih vrsta roditeljske uključenosti u kontekstu matematičke anksioznosti i matematičkog postignuća učenika ranog osnovnoškolskog uzrasta.

Literatura

- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, (DSM-5**)*. Washington, DC: APA-Press.
- Aunola, K., Nurmi, J. E., Lerkkanen, M. K., & Puttonen, H. (2003). The roles of achievement related behaviours and parental beliefs in children's mathematical performance. *Educational Psychology, 23*(4), 403–421. doi:10.1080/01443410303212
- Baloglu, M., & Koçak, R. (2006). A multivariate investigation of the differences in mathematics anxiety. *Personal and Individual Differences, 40*, 1325–1335. doi:10.1016/j.paid.2005.10.009
- Bandura, A. (1977). *Social learning theory*. New York City: General learning press.
- Bartley, S. R., & Ingram, N. (2017). Parental modelling of mathematical affect: self-efficacy and emotional arousal. *Mathematics Education Research Journal, 30*(3), 277–297. doi:10.1007/s13394-017-0233-3
- Baucal, A. i Pavlović-Babić, D. (2011). *PISA 2009 u Srbiji - prvi rezultati*. Beograd: Institut za psihologiju.
- Berkowitz, T., Schaeffer, M. W., Maloney, E. A., Peterson, L., Gregor, C., Levine, S. C., & Beilock, S. L. (2015). Math at home adds up to achievement in school. *Science, 350*, 196–198. doi:10.1126/science.aac7427
- Bhanot, R. T., & Jovanovic, J. (2009). The links between parent behaviors and boys' and girls' science achievement beliefs. *Applied Developmental Science, 13*(1), 42–59. doi:10.1080/10888690802606784
- Boehme, L. K., Goetz, T., & Preckel, F. (2015). Is it good to value math? Investigating mothers' impact on their childrens' test anxiety based on control-value theory. *Contemporary Educational Psychology, 51*, 11–21. doi: 10.1016/j.cedpsych.05.002
- Carey, E., Hill, F., Devine, A., & Szűcs, D. (2017). The Modified Abbreviated Math Anxiety Scale: A Valid and Reliable Instrument for Use with Children. *Frontiers in Psychology, 8*. doi:10.3389/fpsyg.2017.00011
- Casad, J. B., Hale, P., & Wachs, L. P. (2015). Parent-child math anxiety and math-gender stereotype predict adolescents' math education outcomes. *Frontiers in Psychology, 6*, 1597. doi:10.3389/fpsyg.2015.01597

- Christenson, S. L. (2004). The family-school partnership: An opportunity to promote learning competence of all students. *School Psychology Review*, 33(1), 83–104. doi:10.1521/scpq.18.4.454.26995
- Cipora, K., Artemenko, C., & Nuerk, H.-C. (2019). Different Ways to Measure Math Anxiety. In I. MaMmarella, Caviola, S., & Dowker, A. (Eds.), *Mathematics Anxiety, What Is Known, and What is Still Missing*, 1st ed (pp. 20–41). doi:10.4324/9780429199981-2
- Cipora, K., Szczygiel, M., Willmes, K., & Nuerk, H. C. (2015). Math Anxiety Assessment with the Abbreviated Math Anxiety Scale: Applicability and Usefulness: Insights from the Polish Adaptation. *Frontiers in Psychology* 6:1833. doi:10.3389/fpsyg.2015.0183
- Cohen, D. L., & Rubinsten, O. (2017). Mothers, intrinsic math motivation, arithmetic skills, and math anxiety in elementary school. *Frontiers in Psychology*, 8, 1939. doi:10.3389/fpsyg.2017.01939
- Cruz, Y. D. L. (2012). Learning math with my father: A memoir. *Journal of Unschooling and Alternative Learning*, 6(11), 20–33
- Dearing, E., McCartney, K., Weiss, H. B., Kreider, H., & Simpkins, S. (2004). The promotive effects of family educational involvement for low-income children's literacy. *Journal of School Psychology*, 42, 445–460. doi:10.1016/j.jsp.2004.07.002
- Deutsch, F., Servis, L., & Payne, J. (2001). Paternal participation in child care and its effects on children's self-esteem and attitudes towards gendered roles. *Journal of Family Issues*, 22, 1000–1024. doi:10.1177/019251301022008003
- Díez-Palomar, J., & Kanés, C. (2012). *Family and community in and out of the classroom: Ways to improve mathematics' achievement* (Vol. 9). Servei de Publicacions de la Universitat Autònoma de Barcelona. Preuzeto sa: http://publicacions.uab.es/pdf_llibres/CON0009.pdf
- East, L., Jackson, D., & O' Brien, L. (2006). Father absence and adolescent development: a review of the literature. *Journal of Child Health Care*, 10, 283–295. doi:10.1177/13674935060067869
- El Nokali, N. E., Bachman, H. J., & Votruba-Drzal, E. (2010). Parent involvement and children's academic and social development in elementary school. *Child Development*, 81(3), 988–1005. doi:10.1111/j.1467-8624.2010.01447.x
- Engelhard, G. (1990). Math anxiety, mother's education, and the mathematics performance of adolescents boys and girls: Evidence from the United States and Thailand. *The Journal of Psychology*, 124(3), 289–298. doi:10.1080/00223980.1990.10543224
- Fan, X., & Chen, M. (2001). Parental involvement and students' academic achievement: A meta-analysis. *Educational Psychology Review*, 13, 27–61. doi:10.1023/A:1009048817385
- Fantuzzo, J. W., Tighe, E., & Childs, S. (2000). Family involvement questionnaire: A multivariate assessment of family participation in early childhood education. *Journal of Educational Psychology*, 92, 367–376. doi:10.1037/0022-0663.92.2.367
- Foley, A. E., Herts, J. B., Borgonovi, F., Guerriero, S., Levine, S. C., & Beilock, S. L. (2017). The Math Anxiety-Performance Link. *Current Directions in Psychological Science*, 26(1), 52–58. doi:10.1177/0963721416672463

- Gelman, S. A. (2009). Learning from others: Children's construction of concepts. *Annual Review of Psychology*, 60, 115-140. doi:10.1146/annurev.psych.59.103006.093659
- Graue, E. M., Weinstein, T., & Walberg, H. J. (1983). School-based home instruction and learning: A quantitative synthesis. *Journal of Educational Research*, 76(6), 351-360. doi: 10.1080/00220671.1983.10885482
- Gunderson, E. A., Park, D., Maloney, E. A., Beilock, S. L., & Levine, C. S. (2018). Reciprocal relation among motivational frameworks, math anxiety and math achievement in early elementary school. *Journal of Cognition and Development*, 19(1), 21-46. doi:10.1080/15248372.2017.1421538
- Gunderson, E. A., Ramirez, G., Levine, S. C., & Beilock, S. L. (2012). The role of parents and teachers in the development of gender-related math attitudes. *Sex Roles*, 66(3-4), 153-166. doi: 10.1007/s11199-011-9996-2
- Hart, S. A., & Ganley, C. M. (2019). The nature of math anxiety in adults: Prevalence and correlates. *Journal of Numerical Cognition*, 5(2), 122-139. doi:10.5964/jnc.v5i2.195
- Hayes, A. F. (2017). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. NY: Guilford Publications.
- Hopko, D. R., Mahadevan, R., Bare, R. L., & Hunt, M. K. (2003). The abbreviated math anxiety scale (AMAS) construction, validity, and reliability. *Assessment*, 10(2), 178-182. doi:10.1177/ 10731911030100 02008
- Ingram, N. (2013). Mathematical Engagement Skills. In V. Steinle, L. Ball, & C. Bordini (Eds.), *Mathematics Education: Yesterday, Today, and Tomorrow*, pp. 402-409.
- Jackson, C. D., & Leffingwell, R. J. (1999). The role of instructors in creating math anxiety in students from kindergarten through college. *The Mathematics Teacher*, 92(7), 583-586.
- Jameson, M. M. (2013). Contextual Factors Related to Math Anxiety in Second-Grade Children. *The Journal of Experimental Education*, 82(4), 518-536. doi:10.1080/00220973.2013.813367
- Jeynes, W. H. (2003). A meta-analysis: The effects of parental involvement on minority children's academic achievement. *Education and Urban Society*, 35(2), 202-218. doi:10.1177/0013124502239392
- Jeynes, W. H. (2010). The salience of the subtle aspects of parental involvement and encouraging that involvement: Implications for school-based programs. *Teachers College Record*, 112, 747-774. doi:10.4324/9780203843444
- Lazarides, R., Harackiewicz, J., Canning, E., Pesu, L., & Viljaranta, J. (2015). The role of parents in students' motivational beliefs and values. In C. Rubie-Davies, J. Stephens, & P. Watson (Eds.), *The Routledge international handbook of social psychology of the classroom* (pp. 81-94). Abingdon, United Kingdom: Routledge.
- Maloney, E. A., Ramirez, G., Gunderson, E. A., Levine, S. C., & Beilock, S. L. (2015). Intergenerational effects of parents' math anxiety on children's math achievement and anxiety. *Psychological Science*, 26(9), 1480-1488. doi:10.1177/0956797615592630

- McBride, B. A., Dyer, W. J., Liu, Y., Brown, G. L., & Hong, S. (2009). The differential impact of early father and mother involvement on later student achievement. *Journal of Educational Psychology*, 101(2), 498–508. <https://doi.org/10.1037/a0014238>
- Mihić, I., (2010). Uključenost oca u brigu deteta: efekti očevih iskustava iz porodice porekla i kvaliteta relacija u porodici prokreacije. *Primenjena psihologija*, 3(3), 197–222. doi:10.19090/pp.2010.3.197-222
- Milovanović, I. (2018). Matematička anksioznost i postignuće na ranom osnovnoškolskom uzrastu: uloga uključenosti roditelja u podučavanje. *Godišnjak Filozofskog fakulteta u Novom Sadu*, 43(1), 271–287. doi:10.19090/gff.2018.1.271-287
- Milovanović, I. (2020). Math Anxiety, Math Achievement and Math Motivation in High School Students: Gender Effects. *Croatian Journal of Education*, 22(1), 175–206. doi:10.15516/cje.v22i1.3372
- Milovanović, I., & Branovački, B. (2020). Adaptation and psychometric evaluation of Modified Abbreviated Math Anxiety Scale for children in Serbia. *International Journal of Science and Mathematics Education*, online first. doi:10.1007/s10763-020-10066-w
- Milovanović, I., & Kodžopeljić, J. (2018). Faktorska struktura i konvergentna validnost upitnika matematičke anksioznosti za učenike srednjih škola. *Nastava i vaspitanje*, 67(1), 113–128. doi:10.5937/nasvas1801113M
- Namkung, M. J., Peng P., & Lin, X. (2019). The relation between mathematics anxiety and mathematics performance among school-aged students: A meta-analysis. *Review of Educational Research*, 89(3), 459–496. doi:10.3102/0034654319843494
- Niehaus, K., & Adelson, L. J. (2014). School support, parental involvement, and academic and social-emotional outcomes for English language learners. *American Educational Research Journal*, 51(4), 810–844. doi:10.3102/0002831214531323
- OECD. (2004). *Learning for Tomorrow's World: First results from PISA 2003*. OECD Publishing.
- Patterson, M. M., & Bigler, R. S. (2006). Preschool children's attention to environmental messages about groups: Social categorization and the origins of intergroup bias. *Child Development*, 77(4), 847–860. doi:10.1111/j.1467-8624.2006.00906.x
- Pomerantz, E. M., Moorman, E. A., & Litwack, S. D. (2007). The how, whom, and why of parents' involvement in children's academic lives: More is not always better. *Review of Educational Research*, 77, 373–410. doi:10.3102/003465430305567
- Radišić, J. i Videnović, M. (2011). Anksioznost u vezi sa učenjem matematike: Matematika – bauk ili ne?. *Psihološka istraživanja*, 14(2), 157–177. doi: 10.5937/Psi-stral102157V
- Radišić, J., Videnović, M., & Baucal, A. (2014). Math anxiety—contributing school and individual level factors. *European Journal of Psychology of Education*, 30(1), 1–20. doi:10.1007/s10212-014-0224-7
- Ramirez, G., Chang, H., Maloney, A. E., Levine, C. S., & Beilock, L. S. (2016). On the relationship between math anxiety and math achievement in early elementary school: The role of problem solving strategies. *Journal of Experimental Child Psychology*, 141, 83–100. doi:10.1016/j.jecp.2015.07.014

- Richardson, F. C., & Suinn, R. M. (1972). The Mathematics Anxiety Rating Scale. *Journal of Counseling Psychology*, 19, 551–554. doi:10.1037/h0033456
- Roberts, S. O., & Vukovic, R. K. (2011). The Relation between Parental Involvement and Math Anxiety: Implications for Mathematics Achievement. *Society for Research on Educational Effectiveness*.
- Sadiković, S., Milovanović, I., & Oljača, M. (2018). Another psychometric proof of the abbreviated math anxiety scale usefulness: irt analysis. *Primenjena psihologija*, 11(3), 301–323. doi:10.19090/pp.2018.3.301-323
- Sarkadi, A., Kristiansson, R., & Bremberg, S. (2008). Fathers' involvement and children developmental outcomes: a systematic review of longitudinal studies. *Acta Paediatrica*, 97, 153–158. doi:10.1111/j.1651-2227.2007.00572.x
- Sénéchal, M. (2006). Testing the home literacy model: Parent involvement in kindergarten is differentially related to grade 4 reading comprehension, fluency, spelling, and reading for pleasure. *Scientific Studies of Reading*, 10, 59–87. doi:10.1207/s1532799xssr1001_4
- Suinn, R. M., Taylor, S., & Edwards, R. W. (1988). Suinn Mathematics Anxiety Rating Scale for Elementary School Students (MARS-E): Psychometric and Normative Data. *Educational and Psychological Measurement*, 48(4), 979–986. <https://doi.org/10.1177/0013164488484013>
- Tabachnick, B., & Fidell, L. (2014). *Using Multivariate Statistics*, 6th ed. London: Pearson.
- Vahedi, S., & Farrokhi, F. (2011). A confirmatory factor analysis of the structure of abbreviated math anxiety scale. *Iran Journal of Psychiatry*, 6, 47–53. doi:10.1037/e683152011-417
- Vukovic, K. R., Roberts, O. S., & Wright, G. L. (2013). From parental involvement to children's mathematical performance: The role of mathematics anxiety. *Early Education and Development*, 24, 446–467. doi:10.1018/0409289.2012.69.3430
- Vukovic, R. K., Kieffer, M. J., Bailey, S. P., & Harari, R. R. (2013). Mathematics anxiety in young children: Concurrent and longitudinal associations with mathematical performance. *Contemporary Educational Psychology*, 38, 1–10. doi:10.1016/j.cedpsych.2012.09.001
- Wu, S. S., Barth, M., Amin, H., Malcarne, V., & Menon, V. (2012). Math anxiety in second and third graders and its relation to mathematical achievement. *Frontiers in Psychology*, 3, 162. doi:10.3389/fpsyg.2012.00162
- Yenilmez, K., Girginer, N., & Uzun, O. (2007). Mathematics anxiety and attitude level of students of the Faculty of Economics and Business Administrator: The Turkey Model. *International Mathematical Forum*, 2(41), 1997–2021. doi:10.12988/imf.2007.07181

Mediation effects of mathematics anxiety in the relationship between father's involvement in teaching and student's mathematics achievement in early primary school

Ivona Jerković, Ilija Milovanović

Department of Psychology, Faculty of Philosophy, University of Novi Sad

Previous studies of mathematics anxiety in early primary school students indicate that it has significant negative effects on various educational outcomes, and especially on mathematics achievement. When it comes to anxiety factors related to mathematics learning, one of the dominant research trends is focused on analysing the social factors of its occurrence, i.e. the behaviour of parents and teachers. However, there are only few studies that link father's behaviour, the occurrence of mathematical anxiety in children and mathematics achievement, since mothers have mostly been studied as the parents who are more focused on their child's education and upbringing. The aim of this study is to examine the mediating role of mathematics anxiety in the relationship between father's involvement in the teaching process and child's mathematics achievement. The sample consisted of 191 students (52.9% girls) of early primary school age (2nd to 4th grade), with an average age of 8.78 years, and their fathers, whose average age was 41. The research was conducted in primary schools in Vojvodina. The results show that evaluation anxiety plays a significant role as a mediator in the relationship between father's previous positive experience with mathematics and the perceived difficulties in child's learning of mathematics. Father's positive experiences with mathematics and the perceived difficulties in child's mathematics learning, besides acting partly through math anxiety, also have a direct impact on children's math achievement.

Key words: early primary school, fathers, mathematics anxiety, mathematics achievement, parental involvement in teaching

Stavovi prema religioznosti i relacije sa afektivnom vezanošću u poznoj adolescenciji

Dejan Kantar¹, Aleksandra Hadžić, Srđan Dušanić

Univerzitet u Banjoj Luci, Filozofski fakultet, Katedra za psihologiju

Cilj ovog istraživanja, utemeljenog na nalazima da postoji veza sistema afektivne vezanosti i različitih aspekata religioznosti, jeste ispitivanje stepena izraženo-
sti četiri tipa stavova prema religioznosti – doslovnog i postkritičkog vjerovanja, relativizma te eksterne kritike u poznoj adolescenciji, kao i njihove potencijalne relacije s različitim modalitetima afektivne vezanosti u odnosu sa roditeljima. Pri-
godan uzorak čini 301 ispitanik – 176 djevojaka i 125 mladića, prosječnog uzrasta 19.2 godina. Oni su popunili Skalu postkritičkog vjerovanja i Upitnik za procje-
njivanje porodične afektivne vezanosti. Pokazalo se da adolescenti imaju najviše izraženu tendenciju ka postkritičkom vjerovanju, a najmanje ka eksternoj kritici, s tim da su djevojke u prosjeku sklonije doslovnom i postkritičkom vjerovanju, dok su mladići skloniji relativizmu i eksternoj kritici. Osim toga, uočeno je da među adolescentima različitih obrazaca afektivne vezanosti postoje značajne razlike u sklonosti ka doslovnom i postkritičkom vjerovanju, eksternoj kritici, ali ne i re-
lativizmu, tj. ustanovljeno je da viša anksioznost i niže izbjegavanje predviđaju snažniju sklonost ka doslovnom i postkritičkom vjerovanju, dok više izbjegavanje predviđa izraženiju tendenciju ka eksternoj kritici, s tim da je procenat objašnjene varijanse mali. Rezultati su interpretirani u kontekstu nalaza ranijih istraživanja, a sagledani su i u svjetlu aktuelnih modela kojima se objašnjava odnos između kvaliteta afektivnog vezivanja i religioznosti.

Ključne riječi: stavovi prema religioznosti, afektivna vezanost, pozna adolescencija

Uvod

Uloga porodice u nastanku i oblikovanju religioznosti različito se posma-
tra u okviru različitih teorijskih koncepata. Prema tumačenju koje polazi od pretpostavke da je religioznost proizvod socijalnog učenja, postoji velika vje-
rovatnoća da će neka osoba postati religiozna ukoliko je takva većina njenih ukućana. Osim što u ovom pogledu članovi porodice utiču direktno jedni na druge, religioznost zavisi i od atmosfere, stabilnosti i porodičnih odno-

1 dejan.kantar@ff.unibl.org

sa. Tako je utvrđeno da pozitivna atmosfera u porodici i dobar kvalitet veza između njenih članova pospješuju transmisiju religioznosti – ako se članovi porodice više drže na okupu i ako među njima postoje bliske veze, manje je prisutno opiranje religijskim učenjima (Dušanić, 2007).

U vezi s tim, istraživači koji su se bavili psihologijom religije pretpostavili su da bi se način na koji porodica utiče na religioznost svojih članova mogao objasniti i primjenom načela teorije afektivnog vezivanja, budući da se ona, kao što je poznato, i zasniva na porodičnim odnosima i ranom iskustvu (v. npr. Kirkpatrick, 1992). Ljudi su, prema pomenutoj teoriji, bića rođena sa psihobiološkim sistemom koji ih motiviše da traže blizinu drugih kada im je pomoć neophodna (Bowlby, 1982). Interakcija s drugima, prije svega roditeljima, koji su dostupni i responzivni u vrijeme kada je to potrebno, promoviše relativno stabilan osjećaj sigurnosti i podstiče traženje podrške kao strategije za regulaciju distresa. Stoga, ukoliko se drugi (figure za koje se osoba vezuje) doživljavaju kao dosljedno dostupni i responzivni na signale koji im se šalju, osoba formira sigurnu vezanost, tj. internalizuje percepciju drugih kao odgovornih, brižnih i pouzdanih, a sebe kao cijenjenog i kompetentnog (tj. pozitivan model drugih i sebe). Nasuprot tome, ako figure vezanosti ne reaguju, odbacuju ili nude nekonzistentne odgovore, osoba razvija nesigurnu vezanost, drugim riječima internalizuje percepciju drugih kao nepouzdatih (tj. negativni model drugih) i/ili sebe kao nedostojnog i neefikasnog (tj. negativni model sebe).

Danas je široko prihvaćena podjela na četiri obrasca afektivnog vezivanja adolescenata i odraslih. Ova je podjela zasnovana na dvije dimenzije: dimenziji anksioznosti kao reprezentu modela sebe te dimenziji izbjegavanja kao reprezentu modela drugih (Stefanović Stanojević, 2011). Dimenzija anksioznosti podrazumijeva strah od odbacivanja i napuštanja, tj. izraženost potrebe za uvjeravanjem u ljubav, za bliskošću, prihvatanjem, podrškom i sigurnošću. Dimenzija izbjegavanja, s druge strane, odnosi se na stepen neprijatnosti u bliskim odnosima, prilikom otvaranja, izražavanja emocija i zavisnosti. Njihovim ukrštanjem, kao što je rečeno, dobijaju se četiri obrasca: sigurni (niska anksioznost i nisko izbjegavanje), odbacujući (niska anksioznost i visoko izbjegavanje), preokupirani (visoka anksioznost i nisko izbjegavanje) i bojažljivi (visoka anksioznost i visoko izbjegavanje). Smatra se da pomenuti obrasci služe kao šablon za razvoj međuljudskih odnosa i utiču na to kako pojedinac doživljava, procesuirati i izražava emocije u svim aspektima svog života.

Pošto je uočeno kako se mnogi aspekti religijskih vjerovanja i iskustava mogu sagledati iz perspektive teorije afektivnog vezivanja, prvenstveno zbog sličnosti figure sigurnog roditelja i Boga, ona se pokazala kao jedan od pogodnih konceptualnih okvira u psihologiji religije (Granqvist, 2002; Hadžić Krnetić, 2009; 2010; 2012). Kirkpatrick i Šejver (Kirkpatrick & Shaver, 1990) ponudili su dva suprostavljena modela kojima se objašnjava odnos između kvaliteta afektivnog vezivanja i Boga. Prema kompenzacionom modelu, uko-

liko ne postoji sigurna veza između djeteta i roditelja, Bog se javlja kao savršena zamjena, idealni roditelj, koji donosi sigurnost, pa se pretpostavlja da će nesigurno vezane osobe biti religioznije nego sigurne, tj. da će iskusiti i vjerovati u ličniji odnos s Bogom. Korespondentni model polazi od pretpostavke da su sigurne, ali ne i nesigurne osobe, kroz svoja prethodna iskustva formirale temelj na kojem grade vlastito vjerovanje i odnos s Bogom. Po tom modelu, tip odnosa s Bogom korespondira sa stilovima afektivne vezanosti, pa osobe sa sigurnom vezanošću, za razliku od nesigurnih, doživljavaju Boga kao sigurnog. Iako su nalazi istraživanja uglavnom podržali model kompenzacije, i drugi je model dobio svojevrsnu empirijsku podršku (v. Granqvist & Hagekull, 1999). Ti su kontradiktorni nalazi naveli istraživače na to da predlože i testiraju novu verziju korespondentnog modela (socijalizovana korespondencija), prema kojoj religioznost sigurno vezanih osoba odgovara religioznosti figura za koju je osoba vezana (npr. roditelja), a ne sigurnosti samoj po sebi (Granqvist & Hagekull, 1999). Budući da su rezultati potkrijepili novu verziju modela, zaključeno je da kompenzacioni model objašnjava religioznost koja nije uslovljena i determinisana religioznošću roditelja, a zasnovana je na regulaciji emotivnih potreba, dok korespondentni model objašnjava religioznost koja počiva na socijalnom učenju, tj. učenju po kome religioznost djeteta odgovara religioznosti roditelja.

Rezultati dobijeni na našim prostorima u skladu su s nalazima koji upućuju na to da je kvalitet afektivne vezanosti povezan s različitim karakteristikama religioznosti, mada efekti uočeni u tim istraživanjima nisu snažni. U studiji Dušanića, Lakića i Turjačanina (2018) otkriveno je da osoba što više izbjegava zbližavanje s članovima svoje porodice, u manjoj mjeri smatra važnom pripadnost religijskoj grupi. Istraživanja afektivnog vezivanja i religioznosti bila su usredsređena i na odnos između različitih religijskih dimenzija i stilova afektivnog vezivanja. Zabilježeno je da se adolescenti drugačijih stilova afektivne vezanosti ne razlikuju u pogledu izraženosti intrinzičke religioznosti. Kada je riječ, s druge strane, o ekstrinzičkoj religioznosti, razlike su ipak uočene. Ispitanici s bojažljivim afektivnim stilom ekstrinzički su religiozniji od svih ostalih, a odbacujući su religiozniji od sigurno vezanih (Dušanić, 2007). Do sličnih rezultata došle su Stefanović Stanojević i Hadžić Krnetić (2014) baveći se ispitivanjem odnosa afektivne vezanosti i religioznosti adolescenata koji su u sklopu nastave pohađali vjeronauku i odraslih koji nisu sticali sistematska saznanja o religijskim postavkama. Nalazi njihovog istraživanja ukazuju na to da nesigurna afektivna vezanost predstavlja značajan prediktor više ekstrinzičke religioznosti adolescenata, odnosno više intrinzičke religioznosti odraslih.

Odnos prema religiji, međutim, može se sagledati i na drugačiji način. Tako je Vulf (Wulff, 1991) pošao od činjenice da je stepen nečijeg (ne)vjerovanja u Boga subjektivan i da može varirati od potpunog nevjerovanja do

duboke i intenzivne svijesti o njemu. Istakao je i kako je moguće istovremeno razmotriti dva pitanja: da li osoba (ne) vjeruje i na koji način (ne) vjeruje. S tim u vezi, on je smatrao da se različiti religijski pristupi mogu opisati preko dvije bipolarne dimenzije: prisustva odnosno odsustva transcendentálnih vjerovanja te doslovnog odnosno simboličkog tumačenja religioznosti. Te dimenzije nalaze se u osnovi Skale postkritičkog vjerovanja (PCBS), koju je kreirao Hutsebaut sa svojim saradnicima (Hutsebaut, 1996; Duriez, Fontaine, & Hutsebaut, 2000) da bi procijenio kako se ljudi ophode prema religijskim pojavama. Ukrštanjem pomenutih dimenzija dobijaju se četiri načina na koji ljudi komuniciraju sa sadržajem religije, tj. četiri tipa stavova prema religioznosti: doslovno vjerovanje (engl. *literal belief* – prisustvo transcendentálnih vjerovanja i doslovna interpretacija), postkritičko vjerovanje (engl. *post-critical belief* – prisustvo transcendentálnih vjerovanja i simbolička interpretacija), relativizam (engl. *relativism* – odsustvo transcendentálnih vjerovanja i simbolička interpretacija) te eksterna kritika (engl. *external critique* – odsustvo transcendentálnih vjerovanja i doslovna interpretacija).

Doslovno vjerovanje opisuje religijski stav onog koji prihvata i vjeruje u fundamentalna učenja, koji odlazi u vjerske objekte i pokušava živjeti u skladu s vjerskim pravilima. On pritom svete tekstove, molitve i rituale tumači doslovno i čvrsto se drži vjere u jednoga Boga. Ostale tri kategorije opisuju postepeno distanciranje od doslovnog vjerovanja u Boga i vjerskih učenja, tj. kretanje prema potpunom nevjerovanju u njih. Postkritičko vjerovanje je složen stav koji se postiže kritikom i sposobnošću da se višestruko razmotri interpretacija vjerskog sadržaja, a kao sredstvo tumačenja religije koristi se simboličko posredovanje. Sljedeći stav predstavlja relativističko vjerovanje. Relativista je neko ko smatra da se religijsko učenje može s vremenom mijenjati, da je istina podložna promjeni, i to u zavisnosti od okolnosti, te da ispravno i pogrešno nisu nepromjenljive ideje. On ne vjeruje u Boga, ali je otvoren prema drugima koji vjeruju, jer religiju tumači simbolički. Svjestan je toga da je svijet otvoren za tumačenje i da možda postoji više istina, ali lično ne prihvata nijedan vid istine koja se tiče transcendencije. Posljednji stav na ovom putu distanciranja od Boga i religijskih učenja jeste eksterna kritika, gdje je vječni i svemogući Bog ustupio mjesto ideji da njega zapravo i nema. Pristalice eksterne kritike ne vjeruju u Boga, a religijski sadržaj tumače doslovno i odbacuju ga kao nevjerovatan.

Kada je riječ o pomenutim stavovima, važno je ipak naglasiti kako istraživači uglavnom smatraju da oni predstavljaju ekstremne krajnosti i da ljude, u stvari, karakterišu njihove različite kombinacije. Primijećeno je i kako postoji mogućnost da neki od stavova bude dominantno izražen u određenom periodu nečijeg života (Pollefeyt & Bouwens, 2014).

Budući da, koliko nam je poznato, dosad nije bilo istraživanja koja povezuju opisane stavove prema religioznosti i obrasce afektivne vezanosti, njihov

odnos, i to u poznoj adolescenciji, biće predmet ove eksplorativne studije. Cilj je utvrditi stepen izraženosti četiri tipa stavova prema religioznosti te njihovu potencijalnu relaciju s različitim modalitetima afektivne vezanosti u pomenutom periodu kako bi se dobila šira slika ne samo o religioznosti nego i o afektivnoj vezanosti.

Metod

Uzorak i tok ispitivanja

U istraživanju je učestvovala 301 osoba, 176 (58.5%) djevojaka i 125 (41.5%) mladića, koji se nalaze u periodu pozne adolescencije, uzrasta od 16 do 24 godine ($M = 19.2$, $SD = 1.9$). Riječ je o prigodno odabranim srednjoškolcima i studentima iz Republike Srpske.

Adolescencija je izabrana kao faza ljudskog razvoja u kojoj je osnovni zadatak formiranje identiteta, a u tom se procesu javlja sposobnost razmišljanja o apstraktnim konceptima, u koje se ubrajaju i religijski (Erikson, 1968; King & Roeser, 2009). Pojedinaac tada može graditi lični pogled na religiju, kritički posmatrajući i preispitujući vjerska učenja i ideje. Na odabir je dodatno uticalo to što su u prethodno pomenutim istraživanjima (Dušanić, 2007; Stefanović Stanojević i Hadžić Krnetić, 2014), u kontekstu teorije afektivnog vezivanja, već uočene neke specifičnosti religijskog ponašanja adolescenata na našim prostorima.

Ispitivanje je sprovedeno na dobrovoljnoj i anonimnoj osnovi, u prostorijama gdje ispitanici inače pohađaju nastavu.

Instrumenti

Skala postkritičkog vjerovanja (Post-Critical Belief Scale – PCBS: Hutsebaut, 1996; Duriez, Fontaine, & Hutsebaut, 2000) sastoji se od 33 tvrdnje raspoređene na četiri podskale: doslovno vjerovanje (npr. *Možeš voditi smislen život samo ako vjeruješ*), postkritičko vjerovanje (npr. *U Bibliji se nalaze velike istine, ali se do njih može doći samo pažljivim razmišljanjem*), relativizam (npr. *Svaka izjava o Bogu je odraz tadašnjeg vremena*) i eksterna kritika (npr. *Vjeruju oni koji imaju slabu ličnost*). Ispitanici odgovore daju upotrebom petostepene skale (od *u potpunosti se ne slažem* do *u potpunosti se slažem*), birajući vrijednost koja odražava stepen njihove saglasnosti sa svakom tvrdnjom pojedinačno, a rezultat na podskalama, tj. ukupan rezultat podijeljen sa brojem tvrdnji, kreće se od 1 do 5. Sve su podskale imale zadovoljavajuću vrijednost *Cronbach's alpha* koeficijenta ($\alpha > .70$), osim podskale relativizma, čija je vrijednost bila niža, ali ne i neprihvatljiva ($\alpha = .54$), u skladu sa mišljenjem pojedinih autora (v. Taber, 2017).

Treba napomenuti da su dodatne psihometrijske analize instrumenta pokazale kako njegova struktura ne podržava očekivanu. Umjesto dva bipolarna, analiza glavnih komponenti pretpostavlja tri unipolarna faktora, koji objašnjavaju 37% ukupne varijanse. Ovi se nalazi poklapaju sa onima koje su dobili i autori instrumenta primjenjujući isti statistički postupak (Duriez, Fontaine, & Hutsebaut, 2000). Međutim, ispitivanjem strukture instrumenta pomoću multidimezionalnog skaliranja autori su ustanovili da model koji čine dvije bipolarne dimenzije ima dobre kvalitete fitovanja. Imajući to u vidu, oni su primjenom kosih *procrustes* rotacija na trofaktorskom modelu u smjeru strukture dvodimezionalnog modela dobili tri faktora – jedan unipolarni, s tim da se on ne može sagledati u svjetlu nijedne od dimenzija za koje se pretpostavlja da se nalaze u pozadini stavova prema religioznosti, te dva bipolarna faktora, koja snažno kongruiraju sa dvije bipolarne dimenzije – prisustvom odnosno odsustvom transcendentálnih vjerovanja (*Tucker's phi* = .96) te doslovnim odnosno simboličkim tumačenjem religioznosti (*Tucker's phi* = .92). Ove razlike u strukturama modela autori su objasnili manjom osjetljivošću multidimezionalnog skaliranja na individualne razlike u stilu odgovaranja, budući da one utiču na porast pozitivnih i supresiju negativnih korelacija između različitih stavki, što, s druge strane, maskira bipolarnost u faktorskoj analizi (Duriez, Fontaine, & Hutsebaut, 2000). S obzirom na sve navedeno, odlučili smo da u radu zadržimo originalnu konceptualizaciju instrumenta, ne odbacujući pritom mogućnost da bi detaljnija analiza i validacija instrumenta u nekim budućim istraživanjima dale drugačije, bolje rezultate.

Upitnik za procjenjivanje porodične afektivne vezanosti (PAV: Kamenov i Jelić, 2003) predstavlja modifikovanu verziju Inventara iskustava u bliskim vezama (The Experiences in Close Relationships Inventory – ECR: Brennan, Clark, & Shaver, 1998). Instrument se sastoji od 18 tvrdnji o različitim osjećanjima i ponašanjima pojedinca prema članovima sopstvene porodice. Jedna polovina tvrdnji odnosi se na dimenziju anksioznosti (npr. *Jako brinem da mogu izgubiti naklonost svoje porodice*), a druga na dimenziju izbjegavanja (npr. *Ne osjećam se prijatno kada se emocionalno otvaram članovima svoje porodice*). Budući da su ispitanici odgovarali na tvrdnje služeći se petostepenom skalom (od *u potpunosti se ne slažem* do *u potpunosti se slažem*), ukupan rezultat na svakoj dimenziji mogao je varirati od 9 do 45, a njihovim kombinovanjem dobija se jedan od četiri obrasca vezanosti: sigurni (niska anksioznost i nisko izbjegavanje), odbacujući (niska anksioznost i visoko izbjegavanje), preokupirani (visoka anksioznost i nisko izbjegavanje) i bojažljivi (visoka anksioznost i visoko izbjegavanje). Unutrašnja konzistentnost dimenzije anksioznosti ($\alpha = .76$) i dimenzije izbjegavanja ($\alpha = .84$) bila je zadovoljavajuća, a uočena je niska korelacija između dimenzija anksioznosti i izbjegavanja ($r = .13, p < .05$), što pokazuje da ih je opravdano koristiti odvojeno.

Rezultati

Prije saopštenja rezultata važno je napomenuti da su preliminarnim ispitivanjem provjereni uslovi za primjenu željenih postupaka parametrijske statistike i da nisu registrovana ozbiljnija narušavanja, osim u dva slučaja. Pregledom Mahalanobisovih udaljenosti reziduala uočeno je nekoliko multivarijantnih netipičnih slučajeva (koji su bili znatno iznad kritičnih vrijednosti) i oni su uklonjeni iz baze podataka (za racionalizaciju postupka v. Tabachnick & Fidell, 2007). Isto tako, vrijednosti testova za procjenu normalnosti distribucija (Šapiro–Vilkov i Kolmogor–Smirnovljevi test) bile su statistički značajne za sve promjenljive. Međutim, kada se u obzir uzmu blaži kriterijumi (Finney & DiStefano, 2013), vrijednosti pokazatelja zakrivljenosti i spljoštenosti distribucija nalazili su se u prihvatljivim granicama, od -1 do 1, pa je odlučeno da se u analizama koriste postupci parametrijske statistike.

Osnovni cilj rada bilo je ispitivanje stepena izraženosti četiri tipa stavova prema religioznosti. U vezi s tim, rezultati su pokazali da ispitanici, posmatrano u cjelini, imaju najviše izraženu tendenciju prema postkritičkom vjerovanju, zatim doslovnom vjerovanju i relativizmu, a najmanje ka eksternoj kritici (Tabela 1 i Tabela 2).

Tabela 1

Prosječna izraženost stavova prema religioznosti kod djevojaka i mladića

	Doslovno vjerovanje	Postkritičko vjerovanje	Relativizam	Eksterna kritika
	<i>M (SD)</i>	<i>M (SD)</i>	<i>M (SD)</i>	<i>M (SD)</i>
Djevojke	3.31 (0.66)	3.42 (0.55)	3.13 (0.44)	2.63 (0.57)
Mladići	3.03 (0.73)	3.23 (0.57)	3.24 (0.45)	2.81 (0.60)
Ukupno	3.20 (0.71)	3.34 (0.56)	3.18 (0.45)	2.70 (0.59)

Tabela 2

Razlike u stepenu izraženosti stavova prema religioznosti na nivou uzorka

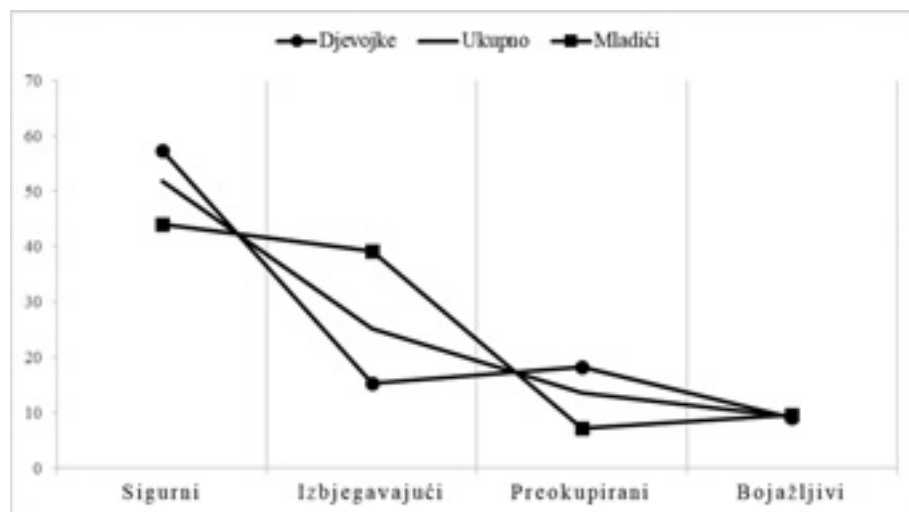
	<i>M (SD)</i>	<i>t</i>	<i>df</i>	<i>d</i>
DV – PKV	-0.15 (0.56)	-4.62***	300	0.27
DV – R	0.02 (0.87)	0.41	300	0.02
DV – EK	0.50 (1.12)	7.71***	300	0.44
PKV – R	0.17 (0.66)	4.44***	300	0.26
PKV – EK	0.65 (0.94)	11.90***	300	0.69
R – EK	0.48 (0.54)	15.21***	300	0.88

Napomene: ***Bonferroni – $p < .008$; DV – doslovno vjerovanje, PKV – postkritičko vjerovanje, R – relativizam, EK – eksterna kritika.

Kad je riječ o osobenostima u vezi s polom ispitanika, rezultati pokazuju (v. Tabelu 1) da su djevojke u prosjeku više od mladića sklone doslovnom ($t(299) = 3.44, p < .001, d = 0.40$) i postkritičkom vjerovanju ($t(299) = 2.92, p < .01, d = 0.34$), dok su mladići skloniji relativizmu ($t(299) = -2.15, p < .05, d = 0.25$) i eksternoj kritici ($t(299) = -2.61, p < .01, d = 0.30$). Prema mjerama veličine efekta, najočiglednija je razlika u doslovnom vjerovanju.

Budući da je cilj istraživanja bilo i uočavanje potencijalne relacije stavova prema religioznosti s različitim modalitetima afektivne vezanosti, prvo je bilo potrebno utvrditi kojim obrascima afektivne vezanosti pripadaju ispitanici. Pokazalo se da najveći broj ispitanika u uzorku pripada sigurnom obrascu ($n = 156$; 51%), zatim odbacujućem ($n = 76$; 25.2%), preokupiranom ($n = 41$; 13.6%) te bojažljivom ($n = 28$; 9.3%). Ipak, kada se distribucija sagleda na nivou poduzoraka, uočljiva su odstupanja u pogledu zastupljenosti pojedinih obrazaca ($\chi^2(3, 301) = 25.50, p < .001$), što se i vidi na Slici 1. Muški dio uzorka karakteriše skoro srazmjeran broj sigurno i nesigurno vezanih, a među nesigurnim se ističe odbacujući obrazac. U ženskom dijelu uzorka, međutim, primjetno je veći broj sigurno vezanih, a preokupirani obrazac nešto je zastupljeniji od odbacujućeg.

Slika 1. Distribucija obrazaca afektivne vezanosti u uzorku



S obzirom na relativno malu i asimetričnu distribuciju nesigurnih obrazaca u uzorku, razlike u kvalitetu afektivne vezanosti adolescenata sagledane su i preko varijacija duž dimenzija anksioznosti i izbjegavanja. Iako ne pruža uvid u kombinovani efekat pomenutih dimenzija, ovakav način razmatranja individualnih razlika svakako je precizniji i poželjniji (Fraley, Hudson, Hefferman, & Segal, 2015). Tako se pokazalo da su mladići ($M = 34.73, SD$

= 9.53) u prosjeku skloniji izbjegavanju od djevojaka ($M = 28.41$, $SD = 9.71$; $t(299) = -5.61$, $p < .001$, $d = 0.66$), dok su djevojke ($M = 30.13$, $SD = 8.51$) u prosjeku anksioznije nego mladići ($M = 27.89$, $SD = 8.54$; $t(299) = 2.25$, $p < .05$, $d = 0.26$). Pritom je pomenuta razlika u izbjegavanju ubjedljivija od razlike u anksioznosti jer se vrijednost Koenovog d kod izbjegavanja nalazi iznad granice umjerenog intenziteta (Cohen, 1988).

Primjenom jednofaktorske multivarijatne analize varijanse sagledane su razlike u sklonostima adolescenata ka određenim stavovima prema religioznosti s obzirom na obrasce afektivne vezanosti. Pošto je broj pojedinih obrazaca vezanosti mladića i djevojaka bio malen i asimetričan, razlike nisu posmatrane na nivou pola, već je njegov efekat kontrolisan preko standardizovanih reziduala. Opšti rezultati (v. Tabelu 3) upućuju na to da među adolescentima različitih obrazaca vezanosti postoje značajne razlike u sklonosti ka doslovnom vjerovanju ($F(3, 297) = 6.95$, $p < .001$, $\eta_p^2 = 0.07$), postkritičkom vjerovanju ($F(3, 297) = 3.05$, $p < .05$, $\eta_p^2 = 0.03$), eksternoj kritici ($F(3, 297) = 5.15$, $p < .01$, $\eta_p^2 = 0.05$), ali ne i relativizmu ($F(3, 297) = 0.63$, $p = .59$, $\eta_p^2 = 0.01$).

Tabela 3

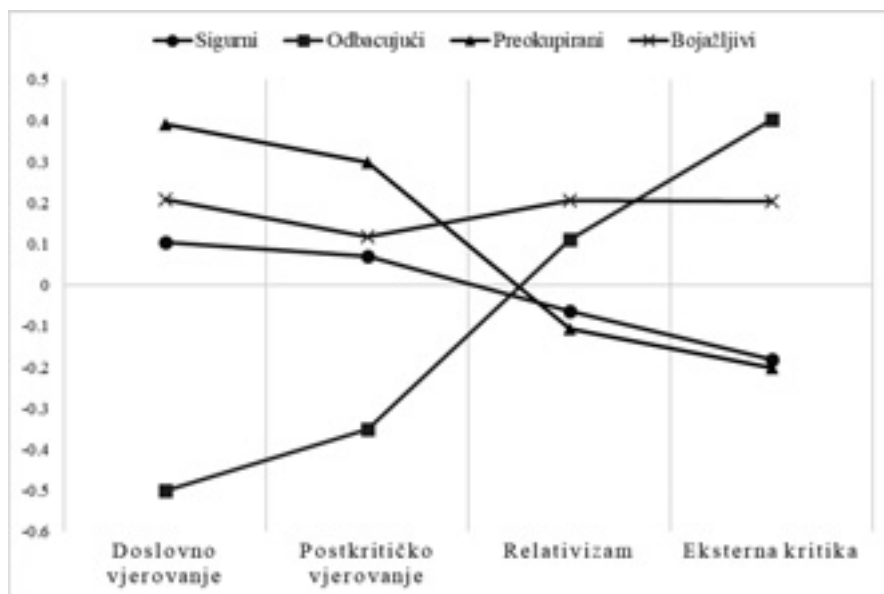
Prosječne izraženosti stavova prema religioznosti adolescenata s obzirom na pripadnost različitim obrascima afektivne vezanosti

	Doslovno vjerovanje	Postkritičko vjerovanje	Relativizam	Eksterna kritika
	<i>M (SD)</i>	<i>M (SD)</i>	<i>M (SD)</i>	<i>M (SD)</i>
Sigurni	3.27 (0.68)	3.38 (0.54)	3.15 (0.44)	2.60 (0.55)
Odbacujući	2.84 (0.73)	3.15 (0.61)	3.23 (0.46)	2.93 (0.65)
Preokupirani	3.47 (0.57)	3.51 (0.45)	3.12 (0.47)	2.58 (0.57)
Bojažljivi	3.34 (0.62)	3.41 (0.54)	3.27 (0.41)	2.82 (0.43)

Podrobnijom analizom prethodnih rezultata, tj. zasebnim razmatranjem rezultata zavisnih varijabli (*Bonfferoni post hoc test*) i primjenom korekcija za višestruka poređenja (Bonfferoni, $p < .008$), dobijeno je nekoliko preciznijih nalaza (v. Sliku 2) – odbacujuće vezane osobe u prosjeku su manje sklone doslovnom vjerovanju nego preokupirano, sigurno i bojažljivo vezane, s tim da razlika između osoba odbacujuće i osoba preokupirane vezanosti dostiže vrijednost 0.90 na skali standardnih skorova i može se smatrati velikom. Odbacujuće vezani manje su skloni i postkritičkom vjerovanju od preokupiranih, ali su, s druge strane, skloniji eksternoj kritični nego preokupirani i sigurno vezani. Ipak, ne treba ispustiti iz vida činjenicu da su pojedine podgrupe formirane na osnovu obrazaca afektivne vezanosti karakterisali relativno mali uzorci, što je moglo rezultirati nižom statističkom snagom, koja podrazumijeva smanjenu mogućnost uočavanja stvarnih efekata, naročito ako se uzmu u obzir i izvršene korekcije za višestruka poređenja.

S tim u vezi, razlike u kvalitetu vezanosti sagledane su i u svjetlu dimenzija, tj. prvo su izračunate korelacije, a zatim je linearnim regresionim analizama ispitano da li je na osnovu stepena izraženosti anksioznosti i izbjegavanja moguće prediktovati sklonost adolescenata ka određenim stavovima prema religioznosti, pri čemu je, korišćenjem standardizovanih reziduala, kontrolisan efekat pola. Uočeno je da anksioznost pozitivno korelira sa doslovnim ($r = .198, p < .01$) i postkritičkim vjerovanjem ($r = .174, p < .01$), dok za izbjegavanje važi suprotan trend – negativno korelira sa doslovnim ($r = -.294, p < .01$) i postkritičkim vjerovanjem ($r = -.257, p < .01$), ali je zato u pozitivnoj korelaciji sa eksternom kritikom ($r = .303, p < .01$). Koeficijenti korelacije nisu bili statistički značajni u slučaju korelacije pomenutih dimenzija i četvrtog tipa stavova prema religioznosti, relativizma.

Slika 2. Izraženost stavova prema religioznosti po obrascima afektivne vezanosti



Podaci iz Tabele 4, u kojoj su predstavljeni regresioni modeli, ukazuju na to da su tri od četiri testirana modela statistički značajna. Premda su procenti varijanse stavova prema religioznosti objašnjene preko kombinacije anksioznosti i izbjegavanja mali (oko 10%), na osnovu prikazanog se može zaključiti da snažniju sklonost ka doslovnom i postkritičkom vjerovanju predviđaju viša anksioznost i niže izbjegavanje, dok izraženiju tendenciju ka eksternoj kritici predviđa više izbjegavanje. U svim se statistički značajnim modelima izbjegavanje pokazalo boljim prediktorom kriterijumâ od anksioznosti, a statistički značajni efekti snižene anksioznosti nisu zabilježeni.

Tabela 4

Predikcija stavova prema religioznosti na osnovu dimenzija afektivne vezanosti

	Doslovno vjerovanje		Postkritičko vjerovanje		Relativizam		Eksterna kritika	
	$F(2, 298) = 16.49^{***}$		$F(2, 298) = 12.34^{***}$		$F(2, 298) = .59$		$F(2, 298) = 11.26^{***}$	
	$R^2 = .10, \eta_p^2 = 0.10$		$R^2 = .08, \eta_p^2 = 0.08$		$R^2 = .00, \eta_p^2 = 0.00$		$R^2 = .07, \eta_p^2 = 0.07$	
	β	t	β	t	β	t	β	t
Anksioznost	.21	3.76 ^{***}	.18	3.25 ^{***}	-.02	-0.26	-.05	-0.92
Izbjegavanje	-.26	-4.76 ^{***}	-.23	-4.11 ^{***}	.06	1.08	.27	4.73 ^{***}

Napomene: ** $p < .01$, *** $p < .001$

Diskusija

Inspirisani istraživanjima rađenim na našim prostorima, a čiji rezultati upućuju na to da je kvalitet afektivne vezanosti adolescenata povezan s različitim karakteristikama religioznosti, željeli smo ispitati stepen izraženosti četiri tipa stavova prema religioznosti – *doslovnog vjerovanja*, *postkritičkog vjerovanja*, *relativizma* i *eksterne kritike*, kao i njihovu potencijalnu relaciju sa različitim modalitetima afektivne vezanosti u poznoj adolescenciji.

Analiza stepena izraženosti četiri tipa stavova prema religioznosti pokazala je da su ispitanici, posmatrano u cjelini, najskloniji postkritičkom vjerovanju, zatim doslovnom vjerovanju i relativizmu, a najmanje skloni eksternoj kritici. Prirodu ovih rezultata moguće je objasniti preko kognitivnih i kulturnih faktora. Postkritičko vjerovanje karakterišu simbolička interpretacija religije i vjera u transcendentalno, a uzorak u ovom istraživanju čine stariji adolescenti. S jedne strane, oni mogu kritički posmatrati apstraktne koncepte, kao što je religija, i to zahvaljujući mogućnostima formalnooperacionog mišljenja, pa otuda nije neobično da je njihovo tumačenje u manjoj mjeri doslovno. U prilog ovome idu i rezultati do kojih su došli Lomanova i Francis (Loman & Francis, 2006). Ispitujući način na koji mlađi adolescenti tumače sadržaj Biblije, oni su uočili da između jedanaestogodišnjaka i četrnaestogodišnjaka postoji relativno primjetna razlika – četrnaestogodišnjaci su u značajno većoj mjeri nego jedanaestogodišnjaci smatrali da biblijski tekstovi sadrže dublji smisao, pa su autori zaključili da razvoj simboličkog tumačenja religije u adolescenciji zavisi od uzrasta, tj. da je ono sve zastupljenije što je adolescent stariji. S druge strane, naglašenija tendencija ka vjerovanju u skladu je s trendom uočenim u ranijim istraživanjima (npr. Dušanić, 2013), a tumači se kao rezultat povećanja nivoa religioznosti u Republici Srpskoj u postsocijalističkoj tranziciji, ali i uvođenja vjeronauke u obrazovni sistem (Dušanić, 2007).

Osim ovih opštih, primijećene su i tendencije u vezi s polom ispitanika. Ustanovljeno je, naime, da su djevojke u prosjeku sklonije doslovnom i postkritičkom vjerovanju, tj. stavovima koje karakteriše prisustvo transcendentalnih vjerovanja,

a mladići relativizmu i eksternoj kritici, što zapravo ukazuje na to da religijske orijentacije djevojaka i mladića počivaju na različitom odnosu prema Bogu i religiji, drugim riječima da djevojke u većoj mjeri vjeruju u Boga. Ovaj je podatak u skladu sa nalazima velikog broja studija u kojima je uočeno da žene zapadnog svijeta izvještavaju o snažnijim religijskim vjerovanjima nego muškarci (v. Hoffmann, 2019). Štaviše, pojedini autori idu dalje i tvrde kako se ovaj jaz može smatrati gotovo univerzalnim (Stark, 2002). S tim u vezi, ponuđen je širok spektar potencijalnih objašnjenja, ali se ona uglavnom svode na bazičnije muško-ženske razlike, koje počivaju na biološkim faktorima, specifičnim psihološkim osobinama, obrascima socijalizacije, socijalnom položaju i sl. (v. npr. McMorris & Glass, 2018). Raznovrsnost potencijalnih objašnjenja, mogla bi, s druge strane, upućivati na mogućnost da je ovaj jaz posljedica višestrukih uticaja i činjenicu da još uvijek ne postoji jasna predstava o najvažnijim među njima.

Kada je riječ o obrascima afektivne vezanosti, utvrđena distribucija prati trendove evropskih zemalja. Naime, kako je već uočeno u istraživanjima usredsređenim na ispitivanje kvaliteta afektivne vezanosti u kasnoj adolescenciji, dominantan obrazac je sigurni, zatim slijede odbacujući, preokupirani te bojažljivi (Bakermans-Kranenburg & van IJzendoorn, 2009). Međutim, razmatranjem distribucije na nivou poduzoraka dobija se nešto drugačija slika. Muški dio uzorka karakteriše skoro srazmjeran broj sigurnih i nesigurnih obrazaca, s tim da se među nesigurnim obrascima ističe odbacujući. S druge strane, u ženskom dijelu uzorka primjetno je veći broj sigurno vezanih, a preokupirani obrazac nešto je zastupljeniji od odbacujućeg. Ako se to sagleda iz perspektive dimenzionalnog pristupa, može se zaključiti da su mladići skloniji izbjegavanju, dok su djevojke nešto anksioznije. Ove razlike, već zapažene u mnogim istraživanjima među ispitanicima različitog uzrasta (v. Del Giudice, 2019), postale su predmetom naučnih rasprava, budući da originalne postavke teorije afektivnog vezivanja (Bowlby, 1982) ne pretpostavljaju njihovu pojavu. Premda većina istraživača razlike u kvalitetu vezanosti muškaraca i žena objašnjava pomoću razlika u rodnoj socijalizaciji dječaka i djevojčica, postoje i indicije da su one rezultat uticaja nekih drugih činilaca, poput polnih hormona (Del Giudice, 2019).

Što se tiče relacije varijabli koje su u fokusu ispitivanja, uočeno je da između dimenzija afektivne vezanosti i svih tipova stavova prema religioznosti, osim relativizma, postoje statistički značajne korelacije slabijeg do umjerenog intenziteta. Pokazalo se da među adolescentima različitih obrazaca vezanosti postoje značajne razlike u sklonosti ka doslovnom i postkritičkom vjerovanju, eksternoj kritici, ali ne i relativizmu. Najočiglednije razlike, naime, prepoznaju se u doslovnom vjerovanju. U odnosu na druge obrasce, odbacujuće vezani najmanje su skloni religijskim stavovima ovoga tipa. Oni su, takođe, manje skloni postkritičkom vjerovanju nego preokupirani, ali su, s druge strane, od preokupiranih i sigurno vezanih skloniji eksternoj kritici. Nalazi, dakle, sugerišu da postoje određene relacije između ispitivanih varijabli, s tim da se po stavovima prema religioznosti od ostalih obrazaca najviše razlikuje odbacujući tip afektivne vezanosti. Ovakav stav odbacujuće vezanih prema religiozno-

sti u skladu je s rezultatima nekih ranijih istraživanja u kojima je utvrđeno, doduše s malim veličinama efekta, da oni, ako se uporede s ostalim obrascima, u većoj mjeri smatraju kako je Bog impersonalan, distanciran, a pokazalo se i da značajan dio njih čine pristalice agnosticizma, koji su autori na neki način suprotstavili religioznosti (Kirkpatrick & Shaver, 1992). Dobijeni nalazi stoga sugeriraju da su odbacujuće vezani adolescenti skloni tome da negativan unutrašnji radni model drugih, koji karakteriše njihov obrazac afektivnog vezivanja, prenose i na odnos s Bogom i stavove prema religioznosti.

Međutim, kako su relativno mali poduzorci određenih obrazaca vezanosti predstavljali potencijalni problem za otkrivanje istinskih efekata, analize su sprovedene i na preciznijim mjerama afektivne vezanosti – dimenziji anksioznosti i dimenziji izbjegavanja. Tako se pokazalo da je na osnovu stepena izraženosti anksioznosti i izbjegavanja moguće prediktovati sklonost adolescenata ka određenim stavovima prema religioznosti, mada je procenat objašnjene varijanse malen. Ustanovljeno je da što je kod adolescenata izraženija anksioznost, odnosno što je manje izraženo izbjegavanje, oni bi mogli težiti snažnijem doslovnom i postkritičkom vjerovanju, dok bi adolescenti sa izraženijim izbjegavanjem mogli naginjati ka ekstremnijoj eksternoj kritici. Treba ipak napomenuti da je riječ o slabim povezanostima, kakve su dobijene i u drugim istraživanjima koja su se bavila relacijom kvaliteta afektivne vezanosti i različitih aspekata religioznosti (Dušanić, 2007; Stefanović Stanojević i Hadžić Krnetić, 2014), te da bi se potencijalno snažnije veze mogle otkriti uključivanjem moderatorskih varijabli kao što je porodična religioznost (Granqvist, 2005).

Budući da u ovom radu nije kontrolisana porodična religioznost, teško je sagledati rezultate u svjetlu modela socijalizovane korespondencije, prema kome se religioznost sigurno vezanih osoba podudara sa religioznošću roditelja. Nije jednostavno posmatrati dobijene nalaze ni iz ugla modela kompenzacije. Međutim, uočeno je da će adolescenti sa manje izraženim izbjegavanjem težiti snažnijem doslovnom i postkritičkom vjerovanju, pa se može reći kako to odgovara postavkama ovog modela, ali samo ukoliko je to manje izraženo izbjegavanje indikator preokupirane vezanosti. Sasvim sigurno, u skladu s postavkama ovog modela, tj. hipotezom da su nesigurno vezane osobe religioznije od sigurnih, jeste nalaz po kojem su adolescenti skloniji snažnijem doslovnom i postkritičkom vjerovanju onda kada je kod njih, u kontekstu porodičnih relacija, izraženija potreba za prihvatanjem, podrškom i sigurnošću, drugim riječima kada imaju negativniji model sebe. Ako je, s druge strane, kod njih izraženija tendencija ka izbjegavanju, tj. ako imaju negativniji model drugih, oni su skloniji ekstremnijoj eksternoj kritici, što odgovara originalnim postavkama modela korespondencije, zasnovanim na ideji da tip odnosa s Bogom odgovara tipu odnosa sa figurom afektivne vezanosti. Međutim, na osnovu svega prethodno izloženog može se zaključiti da ne treba sasvim odbacivati originalne postavke modela korespondencije. Riječ je o zaista složenoj relaciji, te je zapravo potrebno uključiti sva tri modela kako bi se dobila potpunija slika, a možda i napravio neki nov, sveobuhvatniji model.

Dobijeni nalazi i njihova analiza ukazali su i na neke poteškoće, odnosno manjkavosti u metodološkom aspektu, iz čega bi mogle proizaći smjernice za buduća istraživanja. Trebalo bi, kao prvo, kontrolisati porodičnu religioznost, čime bi interpretacija nalaza u kontekstu modela kojima se objašnjava odnos između kvaliteta afektivnog vezivanja i religioznosti bila preciznija. Takođe bi bilo poželjno prikupiti veći i raznovrsniji uzorak ispitanika, s obzirom na to da je u ovom istraživanju dobijena relativno mala i asimetrična distribucija nesigurnih obrazaca. Osim toga, uključivanjem ispitanika mlađih odnosno starijih od ispitanika u ovoj studiji stekla bi se jasnija slika o religijskim stavovima u različitim životnim periodima. Ne treba zanemariti ni činjenicu da je podskala relativizma imala lošije metrijske karakteristike i pokazala se manje diskriminativnom, pa bi trebalo razmotriti i njenu eventualnu modifikaciju radi dobijanja vjerodostojnijih rezultata.

Reference

- Bakermans-Kranenburg, M. J., & van IJzendoorn, M. H. (2009). The first 10,000 Adult Attachment Interviews: distributions of adult attachment representations in clinical and non-clinical groups. *Attachment & Human Development*, 11(3), 223–263. doi:10.1080/14616730902814762
- Bowlby, J. (1982). *Attachment and loss: Vol. 1. Attachment*. New York: Basic Books.
- Brennan, K. A., Clark, C. L., & Shaver, P. R. (1998). Selfreport measurement of adult attachment: An integrative overview. In J. A. Simpson & W. S. Rholes (Eds.), *Attachment theory and close relationships* (pp. 46–76). New York: Guilford.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Del Giudice, M. (2019). Sex differences in attachment styles. *Current Opinion in Psychology*, 25, 1–5. doi:10.1016/j.copsyc.2018.02.004
- Duriez, B., Fontaine, J., & Hutsebaut, D. (2000). A further elaboration of the Post-Critical Belief scale: Evidence for the existence of four different approaches to religion in Flanders-Belgium. *Psychologica Belgica*, 40, 153–181.
- Dušanić, S. (2007). *Psihološka istraživanja religioznosti*. Banjaluka: Filozofski fakultet.
- Dušanić, S. (2013). Religioznost i određeni korelati mentalnog zdravlja mladih. *Godišnjak za psihologiju*, 9(11), 57–67.
- Dušanić, S., Lakić, S., i Turjačanin, V. (2018). Socijalne identifikacije mladih u relaciji sa porodičnom afektivnom vezanošću i roditeljskim ponašanjima. *Psihološka istraživanja*, 21(1), 91–110.
- Erikson, E. H. (1968). *Identity: Youth and crisis*. New York: Norton.
- Finney, S. J., & DiStefano, C. (2013). Nonnormal and categorical data in structural equation modeling. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *A second course in structural equation modeling* (2nd ed., pp. 439–492). Charlotte: Information Age.
- Fraley, R. C., Hudson, N. W., Heffernan, M. E., & Segal, N. (2015). Are adult attachment styles categorical or dimensional? A taxometric analysis of general and relationship-specific attachment orientations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 109(2), 354–368. doi:10.1037/pspp0000027

- Granqvist, P. (2005). Building a bridge between attachment and religious coping: tests of moderators and mediators. *Mental Health, Religion & Culture*, 8(1), 35–47. doi:10.1080/13674670410001666598
- Granqvist, P., & Hagekull, B. (1999). Religiousness and perceived childhood attachment: Profiling socialized correspondence and emotional compensation. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 38(2), 254–273. doi:10.2307/1387793
- Granqvist, P. (2002). *Attachment and religion: An integrative developmental framework*. Uppsala: Acta Universitatis Upsaliensis.
- Hadžić Krnetić, A. (2009). Afektivna vezanost i doživljaj boga. U D. Branković (ur.), *Zbornik radova sa naučnog skupa Banjalučki novembarski susreti: Naučna i duhovna utemeljenost društvenih reformi* (str. 269–293). Banja Luka: Filozofski fakultet.
- Hadžić Krnetić, A. (2010). Razumijevanje religijskih pojmova – razvojni pristup. *Radovi: časopis za humanističke i društvene nauke*, 287–331.
- Hadžić Krnetić, A. (2012). Bog kao figura afektivne vezanosti – konstruisanje instrumenta. U B. Dimitrijević (ur.), *Psihički razvoj, mentalno zdravlje i rad* (str. 160–175). Niš: Filozofski fakultet.
- Hoffmann, J. P. (2019). Risk preference theory and gender differences in religiousness: A replication and extension. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 58(1), 210–230. doi:10.1111/jssr.12578
- Hutsebaut, D. (1996). Post-Critical Belief a new approach to the religious attitude problem. *Journal of Empirical Theology*, 9, 48–66. doi:10.1163/157092596X00132
- Kamenov, Ž., i Jelić, M. (2003). Validacija instrumenta za mjerenje privrženosti u različitim vrstama bliskih odnosa: Modifikacija Brennanova Inventara iskustava u bliskim vezama. *Suvremena psihologija*, 6(1), 73–91.
- King, P. E., & Roeser, R. W. (2009). Religion and spirituality in adolescent development. In R. M. Lerner & L. Steinberg (Eds.), *Handbook of adolescent psychology: Individual bases of adolescent development* (pp. 435–478). New York: John Wiley & Sons Inc. doi:10.1002/9780470479193.adlpsy001014
- Kirkpatrick, L. A. (1992). An attachment-theory approach to the psychology of religion. *International Journal for the Psychology of Religion*, 2(1), 3–28. doi:10.1207/s15327582ijpr0201_2
- Kirkpatrick, L. A., & Shaver, P. R. (1990). Attachment Theory and religion: Childhood attachments, religious beliefs, and conversion. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 29(3), 315–334. doi:10.2307/1386461
- Kirkpatrick, L. A., & Shaver, P. R. (1992). An Attachment-Theoretical Approach to Romantic Love and Religious Belief. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 18(3), 266–275. doi:10.1177/0146167292183002
- Loman, S. E., & Francis, L. J. (2006). The Loman Index of Biblical Interpretation: distinguishing between literal, symbolic and rejecting modes among 11 to 14 year olds. *British Journal of Religious Education*, 28(2), 131–140. doi:10.1080/01416200500530789
- McMorris, J., & Glass, J. (2018). Contemporary approaches to gender and religion. In B. J. Risman, C. M. Froyum & W. J. Scarborough (Eds.), *Handbooks of the Sociology of Gender* (pp. 433–447). Cham: Springer. doi:10.1007/978-3-319-76333-0_31
- Pollefeyt, D., & Bouwens, J. (2014). *Identity in dialogue: Assessing and enhancing Catholic school Identity research methodology and research results in Catholic schools in Victoria, Australia*. Zweigniederlassung Zurich: Lit Verlag GmbH and Co.

- Stark, R. (2002). Physiology and faith: Addressing the „universal” gender difference in religious commitment. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 41(3), 495–507. doi:10.1111/1468-5906.00133
- Stefanović Stanojević, T. (2011). *Afektivna vezanost: razvoj, modaliteti i procena*. Niš: Filozofski fakultet.
- Stefanović Stanojević, T., i Hadžić Krnetić, A. (2014). Affective attachment and religiosity. *Teme: časopis za društvene nauke*, 38(3), 1175–1196.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using Multivariate Statistics* (5th ed.). New York: Allyn and Bacon.
- Taber, K. S. (2017). The use of Cronbach's alpha when developing and reporting research instruments in science education. *Research in Science Education*, 48(6), 1273–1296. doi:10.1007/s11165-016-9602-2
- Wulff, D. M. (1991). *Psychology of religion: Classic and contemporary views*. New York: Wiley.

DATUM PRIJEMA RADA: 18.12.2019.

DATUM PRIHVATANJA RADA: 26.05.2020.

The relationship between religious attitudes and attachment in late adolescence

Dejan Kantar, Aleksandra Hadžić, Srđan Dušanić

University of Banja Luka, Faculty of Philosophy, Department of Psychology

The purpose of this study, based on the findings that there is a link between the attachment system and the different aspects of religiosity, is to examine the degree of expression of four religious attitudes – literal belief, post-critical belief, relativism and external critique, as well as their potential relationships with different qualities of parental attachment in late adolescence. The sample is represented by 301 respondents – 176 girls and 125 boys, average age 19.2 years, who completed the Post-Critical Belief Scale and the modified version of the Experiences in Close Relationships Inventory. The results indicate that adolescents have the highest tendency towards post-critical belief and the least tendency towards external criticism, where girls are on average more likely to have a literal and post-critical belief, while boys are more inclined to relativism and external critique. Furthermore, the results showed that among adolescents expressing different types of attachment there are significant differences in leaning towards literal and post-critical belief, external critique, but not relativism, i.e. it was found that higher anxiety and lower avoidance predict a greater tendency towards literal and post-critical belief, whereas a higher avoidance predict a stronger tendency towards external critique, but with the low percentage of explained variance. The results were interpreted based on the context of the findings of previous researches and were perceived in the light of current models which explain the relationship between the quality of attachment and religion.

Key words: religious attitudes, attachment, late adolescence

Povezanost trauma u detinjstvu i nesigurnih stilova afektivnog vezivanja sa ličnim blagostanjem i strahom od sreće

Marija Lazić¹, Nikola M. Petrović

Univerzitet u Beogradu, Filozofski fakultet, Odeljenje za psihologiju

Predmet ovog istraživanja bio je povezanost trauma u detinjstvu i nesigurnih stilova afektivnog vezivanja sa ličnim blagostanjem i strahom od sreće. U istraživanju su učestvovali studenti Univerziteta u Beogradu. Uzorak je bio prigodan i činilo ga je 426 ispitanika, od toga 306 ženskih i 120 muških. Rezultati su pokazali pozitivnu povezanost straha od sreće sa nesigurnim stilovima afektivnog vezivanja, kao i straha od sreće sa traumama u detinjstvu. Negativno su povezani strah od sreće i lično blagostanje. Utvrđeno je da je lično blagostanje u negativnoj korelaciji sa traumama u detinjstvu. Negativna korelacija dobijena je i između ličnog blagostanja i nesigurnih stilova afektivnog vezivanja. Strah od sreće se pokazao kao parcijalni medijator između odbacujućeg stila afektivnog vezivanja i zadovoljstva životom. Bojažljiv stil afektivne vezanosti se pokazao kao medijator između trauma u detinjstvu i krhkosti i straha od sreće. Bojažljiv stil se pokazao i kao parcijalni medijator između trauma u detinjstvu i ličnog blagostanja.

Glavne reči: strah od sreće, krhkost sreće, lično blagostanje, traume u detinjstvu, nesigurni stilovi afektivnog vezivanja

Uvod

Uobičajeno stanovište u savremenoj zapadnoj kulturi je da je lična sreća jedna od najvažnijih vrednosti u životu. Međutim, neke važne (često zasnovane na kulturi) činjenice o sreći obično su zanemarene u psihološkim istraživanjima. Jedan od ovih kulturnih fenomena je da za neke pojedince sreća nije vrhovna vrednost (Joshani & Weijers, 2014). Ukoliko se prisetimo stvaralaštva mnogobrojnih filozofa, možemo uočiti da je jedan od dominantnih elemenata *strah od sreće*. Iako Kant i Hegel, koji su bili pod uticajem

1 E-mail: marija.lazic345@gmail.com

liberalnih misli, nisu potcenili sreću pojedinca, većina predstavnika filozofske antropologije u 20. veku ostala je skeptična prema sreći kao ispunjenju (Karl-Siegbert, 2000). Iako promišljanja o sreći imaju dugu tradiciju, razumevanje averzije prema pozitivnim emocijama kao i istraživanje iste privukla su veća interesovanja istraživača tek u skorije vreme. Dosadašnja istraživanja ovih konstrukata uglavnom su se bavila kulturološkim, sociološkim kao i religijskim faktorima kao determinantama straha od sreće (Joshnloo et al., 2015). Međutim, neka od istraživanja bavila su se i povezanošću straha od sreće i krhkosti sreće sa ličnim blagostanjem, kao i medijacionom ulogom straha od sreće između nesigurnih stilova afektivnog vezivanja i ličnog blagostanja (Joshnloo, 2018).

Odsustvo psihičkih poremećaja se često izjednačava sa mentalnim zdravljem. Međutim, svetska zdravstvena organizacija zdravlje definiše kao stanje kompletnog fizičkog, mentalnog i socijalnog blagostanja a ne samo odsustvo bolesti. Sam konstrukt ličnog blagostanja dugo privlači pažnju istraživača, naročito psihološke orijentacije, u cilju razumevanja koji su to faktori koji su povezani sa njim. Neka od istraživanja bavila su se povezanošću ličnog blagostanja sa strahom od sreće i ustanovila da ova dva konstrukta negativno koreliraju (Yildirim & Belen, 2018). Bolje razumevanje ovog konstrukta bi ga učinilo i potencijalno podložnijim psihoterapijskim intervencijama, s obzirom na to da cilj terapije pored otklanjanja simptoma često uključuje i postizanje ličnog blagostanja.

Strah od sreće i krhkost sreće

Iako su, uz neke izuzetke, strah i izbegavanje *negativnih emocija* dobro proučeni, to se ne može reći za proučavanje izbegavanja *pozitivnih emocija*. Sve više dokaza sugerise da pozitivne emocije, kao što su radost, ljubav i sigurnost, ne moraju nužno biti doživljene kao zadovoljstvo i može se javiti strah od istih. Na primer, neki pojedinci koji pate od depresije mogu imati stvarni strah od doživljavanja pozitivnih emocija (Hayes & Feldman, 2004). Strah od sreće najčešće se definiše kao verovanje da sreća može imati negativne posledice, te je zbog toga treba izbegavati (Joshnloo, 2013). Sve je zastupljenije uverenje da je sreća unutrašnje stanje koje pojedinac treba da postigne i kontroliše. Paradoksalno, ovaj stav može izazvati uznemirenost zbog uočenog pritiska da se postigne sreća. S tim u vezi, pozitivne emocije kao što je sreća ne doživljavaju se kao zadovoljstvo, već se one mogu smatrati zastrašujućim jer je sreća samo prolazno iskustvo koje se može završiti nečim lošim (Joshnloo et al., 2015). Neka istraživanja su pokazala da mnogi ljudi imaju averziju prema sreći, jer imaju uverenje da se loše stvari kao što su nesreća, patnja i smrt događaju srećnim ljudima (Joshnloo & Weijers, 2014).

Krhkost sreće definiše se kao stav da sreća prolazi i da se lako može pretvoriti u nepovoljnija stanja (Joshano et al., 2015). Strah od sreće i krhkost sreće odražavaju oklevanje prema pozitivnom vrednovanju sreće i smanjenoj težnji ka istoj.

Lično blagostanje

Mnogobrojni filozofi su kroz istoriju smatrali da je sreća „najveće dobro“ i najjača motivacija koja pokreće ljude na akciju. I pored toga, psiholozi su godinama zapostavljali istraživanja koja se bave ličnim blagostanjem, dok su ljudska patnja i nesreća ispitivane do tančina (Diener, 1984). Sedamdesetih godina prošlog veka situacija se menja i lično blagostanje se stavlja u fokus, odnosno naučnici počinju da istražuju determinante, antecedente, kao i faktore od kojih ono zavisi. Model Dinera i saradnika lično blagostanje percipira kao konstrukt koji se sastoji od afektivne i kognitivne komponente. Na afektivni aspekt se najpre gledalo kao na balans pozitivnog i negativnog afektiviteta (Diener, Emmons, Larsen, & Griffin, 1985), ali se potom na afektivnu komponentu gledalo kao na prevagu pozitivnog spram negativnog (Lucas & Diener, 2010). Kognitivna komponenta predstavlja percepciju individue koliko je zadovoljna svojim životom generalno u raznim aspektima (Diener et al., 1985). Mnogi faktori utiču na lično blagostanje kao što su kulturološki, sociološki i demografski faktori. Lično blagostanje sa druge strane značajno utiče na mentalno zdravlje, socijalne relacije kao i na lično ostvarenje.

Stilovi afektivnog vezivanja

Afektivna vezanost predstavlja odnos koji se oblikuje u prvim danima života pod uticajem interakcije majke i deteta i perzistira u kasnijem dobu (Bowlby, 1977). Kada je u pitanju afektivno vezivanje odraslih, značajan je model koji klasifikuje afektivnu vezanost adolescenata i odraslih u četiri kategorije. Pomenuti model baziran je na teoriji koju je postulirao Bolbi a ona upućuje na dva radna modela koji su unutrašnji, a svaki od njih se može predstaviti kao pozitivan ili negativan. Dimenzija anksioznosti i dimenzija odbacivanja predstavljaju dve glavne dimenzije koje čine ovaj model. Kada se modeli i dimenzije ukrste dobijamo četiri stila vezanosti. Osobe koje imaju siguran stil afektivne vezanosti sebe percipiraju kao dostojne i vredne i očekuju da su drugi ljudi generalno prihvatajući i responzivni. Osobe koje imaju preokupiran stil afektivne vezanosti sebe percipiraju kao bezvredne, nedostojne u kombinaciji sa pozitivnom procenom drugih. Ova kombinacija karakteristika navodi osobu da strema ka samoprihvatanju zadobijajući ga od

strane drugih. Osobe koje su razvile odbacujući stil afektivne vezanosti imaju osećaj vrednosti u kombinaciji sa negativnom nastrojenošću prema drugim ljudima. Takvi ljudi se štite od razočaranja izbegavajući bliskost. Osobe koje imaju bojažljiv stil afektivne vezanosti imaju osećaj nedostojnosti u kombinaciji sa očekivanjem da će drugi biti negativno nastrojeni. Osobe sa ovim stilom afektivne vezanosti imaju osećaj da zavise od drugih ljudi i kroz interakciju sa njima stiču osećaj lične važnosti ali imaju i ubeđenja da će doživeti negativna iskustva s drugima, te imaju tendenciju da se klone intimizacije (Bartholomew & Horowitz, 1991).

Traume u detinjstvu

Maltretiranje koje deca dožive od strane vršnjaka ili roditelja mogu ostaviti značajne konsekvence po mentalno zdravlje pojedinaca. To predstavlja i veliki javni zdravstveni problem, s obzirom na to da je jako rasprostranjen (Finkelhor, Ormrod, Turner, & Hamby, 2005). Maltretiranje ima neposredne posledice na decu, kao i značajne implikacije na emocionalno i psihosocijalno blagostanje odraslih koji su traumatizovani tokom detinjstva. Prvobitne traume u detinjstvu mogu uzrokovati značajne poremećaje u biološkom, psihološkom i socijalnom razvoju. Traumatizacija utiče na budući razvoj ličnosti, spoznaju, percepciju opasnosti i emocionalno reagovanje. Traumatizovana deca mogu kontinuirano percipirati rizik i opasnost u okolini čak i u odsustvu određenog traumatičnog događaja, što pojačava shvatanje da je okolina opasno mesto (Smith, Smith, & Earp, 1999).

Predmet i ciljevi istraživanja

Ovo istraživanje bavilo se povezanošću trauma u detinjstvu i nesigurnih stilova afektivnog vezivanja (odbacujućeg i bojažljivog stila) sa izraženošću krhkosti i straha od sreće i ličnim blagostanjem. Njegov cilj bio je ispitati na koji način su traume u detinjstvu u relaciji sa krhkošću i strahom od sreće i ličnim blagostanjem. S obzirom na to da stilovi afektivnog vezivanja predstavljaju radne modele koje perzistiraju tokom celog života a formiraju se u detinjstvu cilj ovog rada bio je i istražiti kako su nesigurni stilovi afektivnog vezivanja povezani sa ličnim blagostanjem i sa percepcijom sreće u odraslom dobu. S tim u vidu, sledeći cilj ovog rada bio je utvrditi da li nesigurni stilovi afektivnog vezivanja imaju posredujuću ulogu u odnosu između trauma u detinjstvu i krhkosti i straha od sreće kao i između trauma u detinjstvu i ličnog blagostanja. Istraživanje je takođe imalo za cilj da utvrdi da li strah od sreće ima posredujuću ulogu u odnosu između nesigurnih stilova afektivnog vezivanja i zadovoljstva životom.

Metod

S obzirom na prirodu pojave koja se ispituje, sprovedeno istraživanje bilo je neeksperimentalno. Reč je o eksplorativnom i korelacionom istraživanju. Kriterijumske varijable u ovom istraživanju su strah od sreće – varijabla je operacionalizovana kroz Skalu straha od sreće, krhkost sreće – varijabla je operacionalizovana kroz Skalu krhkosti sreće, lično blagostanje – varijabla je operacionalizovana kroz: kognitivni aspekt – Skalu zadovoljstva životom i afektivni aspekt – PANAS skalu za pozitivni afektivitet. Prediktorske varijable su traume u detinjstvu – varijabla je operacionalizovana kroz Upitnik trauma u detinjstvu i stilovi afektivnog vezivanja – varijabla je operacionalizovana kroz Skalu afektivnog vezivanja, subskale koje su korišćene u ovom istraživanju su one koje ispituju odbacujuć i bojažljiv stil, s obzirom na to da subskale koje ispituju kategorije sigurnog i preokupiranog stila nisu pokazale neophodnu pouzdanost, odnosno vrednosti Kronbahove alfe za obe subskale su bile ispod 0.70.

Uzorak

U istraživanju su učestvovali studenti koji su obavešteni i pozvani da učestvuju u ovom istraživanju putem društvenih mreža. Uzorak je bio prigodan i činilo ga je 426 ispitanika uzrasta od 18 do 34 godine. Od toga test je rešavalo 120 muških (28.2%) i 306 ženskih ispitanika (71.8%). Prosečan uzrast iznosio je 24.5 sa standardnom devijacijom od 3.57.

Instrumenti

Skala straha od sreće (*The fear of happiness scale*; Joshanloo, 2013). Ova skala sadrži 5 stavki koje odražavaju stepen straha od sreće. Ispitanici izražavaju svoj stepen slaganja sa tvrdnjom na sedmostepenoj skali od „uopšte se ne slažem“ (1) do „u potpunosti se slažem“ (7). Viši skorovi na ovoj skali označavaju da je reč o ispitanicima koji imaju izraženiji strah od sreće. Koeficijenti pouzdanosti su statistički prihvatljivi u 14 zemalja (Joshanloo et al., 2014). Kronbahova alfa iznosi 0.86 (Bülbül, 2018). U našem istraživanju koeficijent pouzdanosti iznosi 0.88.

Skala krhkosti sreće (*The fragility of happiness scale*; Joshanloo et al., 2015). U pitanju je sedmostepena skala Likertovog tipa od „uopšte se ne slažem“ (1) do „u potpunosti se slažem“ (7). Ona obuhvata 4 stavke namenjene proceni krhkosti sreće. Viši skorovi na ovoj skali odražavaju izraženiju fragilnost sreće. Koeficijenti pouzdanosti su statistički prihvatljivi u 15 zemalja i prosečna vrednost Kronbahove alfe iznosi 0.71 (Joshanloo et al., 2015). U ovom istraživanju koeficijent pouzdanosti iznosi 0.85.

Upitnik trauma u detinjstvu (Child trauma questionnaire (CTQ) – short form; Bernstein & Fink, 1998). U pitanju je retrospektivni upitnik samoprocene koji se sastoji od 28 stavki koje odražavaju stepen maltretiranja u detinjstvu. Ispitanici daju odgovore u vezi sa svojim dečjim i tinejdžerskim iskustvima koristeći pritom Likertovu petostepenu skalu od 1 (nikad istinito) do 5 (vrlo često istinito). U prethodnim studijama pronađeno je pet nezavisnih faktora maltretiranja u detinjstvu: seksualno zlostavljanje, fizičko zlostavljanje, emocionalno zlostavljanje, fizičko zanemarivanje i emocionalno zanemarivanje. Kronbahova alfa iznosi 0.80 (Essien et al., 2018).

Skala afektivnog vezivanja (Scale of adult attachment; Scharfe, 2016). Ova skala je konstruisana da bi unapredila dotadašnje instrumente koji su korišćeni u istraživanjima stilova afektivnog vezivanja. Predstavlja reviziju Skale privrženosti u bliskim odnosima (*Relationship Scales Questionnaire*; Griffin & Bartholomew, 1994). Pokazano je da ova skala ima visoku i dosta bolju unutrašnju konzistentnost i test-retest relijabilnost spram originalne skale. Ova skala sadrži četiri kategorije stilova afektivnog vezivanja: odbacujući, preokupirani, bojažljivi i sigurni. Svaka kategorija sadrži 10 pitanja. Ispitanici daju odgovore na sedmostepenoj skali Likertovog tipa od „uopšte se ne slažem“ (1) do „u potpunosti se slažem“ (7). U našem istraživanju ispitivali smo odbacujuć i bojažljiv stil, s obzirom na to da su ove dve subskale u našem istraživanju pokazale neophodnu pouzdanost, tj. vrednosti Kronbahove alfe su bile više od 0.70.

Skala zadovoljstva životom (The Satisfaction With Life Scale (SWB); (Diener et al., 1985). Ova skala se sastoji od 5 stavki namenjenih za globalne kognitivne procene zadovoljstva životom. Ispitanici daju odgovore na sedmostepenoj skali Likertovog tipa od „uopšte se ne slažem“ (1) do „u potpunosti se slažem“ (7). Ukupan rezultat na skali predstavlja sumu rezultata svih pet tvrdnji i označava stepen zadovoljstva životom pri čemu viši rezultati upućuju na veće zadovoljstvo. Koeficijent pouzdanosti iznosi 0.87 (Diener et al., 1985).

PANAS skala (The PANAS scale - Positive and Negative Affect Schedule; (Watson, Clark, & Tellegen, 1988). Ona odražava afektivni aspekt ličnog blagostanja. Zadatak ispitanika je da na skali od 1 (veoma malo ili ne uopšte) do 5 (izuzetno) označe u kojoj meri su doživljavali ova osećanja u proteklih godinu dana. Viši skorovi označavaju da je navedeno osećanje bilo više izraženo u proteklom periodu. U našem istraživanju koristili smo subskalu koja meri pozitivna osećanja. Koeficijenti Kronbahove alfe za pozitivna osećanja su u rasponu od 0.86 do 0.90 (Watson et al., 1988).

Statistička analiza podataka

Statistički programi koji su korišćeni u obradi podataka su SPSS 20 kao i Process makro za SPSS. Statističke analize korišćene u istraživanju su: deskriptivna statistika, Pirsonova korelacija, hijerarhijska regresiona analiza i medijaciona analiza.

Rezultati

Korelaciona analiza

Rezultati korelacione analize prikazane su u Tabeli 1.

Tabela 1

Korelati straha od sreće i ličnog blagostanja i interkorelacije

Konstrukt	1	2	3	4	5	6	7
Strah od sreće	1	.550***	.235***	-.323***	-.385***	.469***	.263***
Krhkost sreće		1	.174***	-.290***	-.366***	.427***	.210***
Traume u detinjstvu			1	-.419***	-.331***	.386***	.272***
Zadovoljstvo životom				1	.638***	-.479***	-.229***
PANAS					1	-.539***	-.191***
Bojažljivi stil						1	.497***
Odbacujući stil							1

Napomena: *** statistički značajno na nivou .001

Korelacije pozitivnog predznaka straha od sreće dobijene su sa bojažljivim i odbacujućim stilom kao i sa traumama u detinjstvu. Povezanost straha od sreće koja je negativnog predznaka dobijena je sa afektivnim i kognitivnim aspektom ličnog blagostanja. Kognitivni i afektivni aspekt ličnog blagostanja su u negativnoj korelaciji sa traumama u detinjstvu, kao i sa nesigurnim stilovima afektivnog vezivanja.

Hijerarhijska regresiona i medijaciona analiza

Hijerarhijska regresiona analiza pokazala je da, kada je kriterijumska varijabla zadovoljstvo životom a prediktorske varijable bojažljiv stil afektivnog vezivanja i strah od sreće, kao dobar prediktor zadovoljstva životom izdvaja se bojažljiv stil afektivnog vezivanja ($\beta = -.420$, $p < .001$) kao i strah od sreće ($\beta = -.126$, $p < .01$). Da bismo bolje razumeli odnos između navedenih konstrukata, uradili smo medijacionu analizu. Rezultati medijacione analize prikazani su u Tabeli 2.

Tabela 2

Medijaciona analiza: kriterijumska varijabla zadovoljstvo životom, prediktorska varijabla bojažljiv stil afektivnog vezivanja, medijatorska varijabla strah od sreće

	Efekat	p
Efekat bojažljivog stila na strah od sreće (a put)	.557	.000
Efekat straha od sreće na zadovoljstvo životom (b put)	-.138	.008
Efekat bojažljivog stila na zadovoljstvo životom (c put)	-.622	.000
Direktan efekat bojažljivog stila na zadovoljstvo životom (c prim put)	-.545	.000

Medijaciona analiza je pokazala da indirektan efekat koji ostvaruje bojažljiv stil afektivnog vezivanja na zadovoljstvo životom posredstvom straha od sreće iznosi $-.077$ sa intervalom poverenja (95% CI) od $-.148$ do $-.008$. Dakle, veliki deo efekta bojažljivog stila na zadovoljstvo životom ostvaruje se direktno. Hijerarhijska regresiona analiza pokazuje da, kada je kriterijumska varijabla zadovoljstvo životom a prediktorske varijable odbacujuć stil afektivnog vezivanja i strah od sreće, kao dobar prediktor izdvaja se strah od sreće ($\beta = -.283$, $p < .001$) ali i odbacujuć stil afektivnog vezivanja ($\beta = -.154$, $p < .01$). Da bismo bolje razumeli odnos između navedenih konstrukata, uradili smo medijacionu analizu. Rezultati medijacione analize prikazani su u Tabeli 3.

Tabela 3

Medijaciona analiza: kriterijumska varijabla zadovoljstvo životom, prediktorska varijabla odbacujuć stil afektivnog vezivanja, medijatorska varijabla strah od sreće

	Efekat	p
Efekat odbacujućeg stila na strah od sreće (a put)	.434	.000
Efekat straha od sreće na zadovoljstvo životom (b put)	-.309	.000
Efekat odbacujućeg stila na zadovoljstvo životom (c put)	-.412	.000
Direktan efekat odbacujućeg stila na zadovoljstvo životom (c prim put)	-.278	.001

Indirektan efekat koji ostvaruje odbacujuć stil afektivnog vezivanja na zadovoljstvo životom posredstvom straha od sreće iznosi $-.134$ sa intervalom poverenja (95% CI) od $-.205$ do $-.071$. Dakle, veći deo efekta odbacujućeg stila na zadovoljstvo životom ostvaruje se direktno, dok se manji deo ostvaruje preko medijatora, odnosno preko straha od sreće. Hijerarhijska regresiona analiza pokazala je da, kada je kriterijumska varijabla strah od sreće a prediktori traume u detinjstvu, bojažljiv i odbacujuć stil afektivnog vezivanja, kao dobar prediktor izdvaja se bojažljiv stil afektivnog vezivanja ($\beta = -.429$, $p < .001$). Da bismo bolje razumeli odnos između navedenih konstrukata, uradili smo medijacionu analizu. Rezultati medijacione analize prikazani su u Tabeli 4.

Tabela 4

Medijaciona analiza: kriterijumska varijabla strah od sreće, prediktorska varijabla traume u detinjstvu, medijatorska varijabla bojažljiv stil afektivnog vezivanja

	Efekat	p
Efekat trauma u detinjstvu na bojažljiv stil (a put)	.689	.000
Efekat bojažljivog stila na strah od sreće (b put)	.528	.000
Efekat trauma u detinjstvu na strah od sreće (c put)	.497	.000
Direktan efekat trauma u detinjstvu na strah od sreće (c prim put)	.133	.176

Indirektni efekat koji ostvaruju traume u detinjstvu na strah od sreće preko medijatora bojažljiv stil afektivnog vezivanja je $.364$ sa intervalom pove-

renja (95% CI) od .254 do .488. S obzirom na to da direktni efekat trauma u detinjstvu nije statistički značajan, možemo da zaključimo da traume u detinjstvu ostvaruju efekat na strah od sreće indirektno, odnosno preko bojažljivog stila afektivnog vezivanja. Hijerarhijska regresiona analiza pokazala je da, kada je kriterijumska varijabla krhkost sreće a prediktori traume u detinjstvu, bojažljiv i odbacujući stil afektivnog vezivanja, kao dobar prediktor izdvaja se bojažljiv stil afektivnog vezivanja ($\beta = .425$, $p < .001$). Da bismo bolje razumeli odnos između navedenih konstrukata, uradili smo medijacionu analizu. Rezultati medijacione analize prikazani su u Tabeli 5.

Tabela 5

Medijaciona analiza: kriterijumska varijabla krhkost sreće, prediktorska varijabla traume u detinjstvu, medijatorska varijabla bojažljiv stil afektivnog vezivanja

	Efekat	p
Efekat trauma u detinjstvu na bojažljivi stil (a put)	.689	.000
Efekat bojažljivog stila na krhkost sreće (b put)	.607	.000
Efekat trauma u detinjstvu na krhkost sreće (c put)	.445	.000
Direktan efekat trauma u detinjstvu na krhkost sreće (c prim put)	.027	.826

Indirektni efekat koji ostvaruju traume u detinjstvu na krhkost sreće preko medijatora bojažljiv stil afektivnog vezivanja je .418 sa intervalom poverenja (95% CI) od .294 do .564. S obzirom na to da direktni efekat trauma u detinjstvu nije statistički značajan, možemo da zaključimo da traume u detinjstvu ostvaruju efekat na krhkost sreće indirektno, odnosno preko bojažljivog stila afektivnog vezivanja. Hijerarhijska regresiona analiza pokazala je da, kada je kriterijumska varijabla zadovoljstvo životom a prediktorske varijable traume u detinjstvu, bojažljiv i odbacujući stil afektivnog vezivanja, kao dobar prediktor izdvaja se bojažljiv stil ($\beta = -.392$, $p < .001$) ali i traume u detinjstvu ($\beta = -.279$, $p < .001$). Da bismo bolje razumeli odnos između navedenih konstrukata, uradili smo medijacionu analizu. Rezultati medijacione analize prikazani su u Tabeli 6.

Tabela 6

Medijaciona analiza: kriterijumska varijabla zadovoljstvo životom, prediktorska varijabla traume u detinjstvu, medijatorska varijabla bojažljiv stil afektivnog vezivanja

	Efekat	p
Efekat trauma u detinjstvu na bojažljivi stil (a put)	.689	.000
Efekat bojažljivog stila na zadovoljstvo životom (b put)	-.484	.000
Efekat trauma u detinjstvu na zadovoljstvo životom (c put)	-.970	.000
Direktan efekat trauma u detinjstvu na zadovoljstvo životom (c prim put)	-.637	.000

Indirektni efekat koji ostvaruju traume u detinjstvu na zadovoljstvo životom preko medijatora bojažljiv stil afektivnog vezivanja je -.334 sa intervalom poverenja (95% CI) od -.454 do -.230. Dakle, traume u detinjstvu ostvaruju efekat na zadovoljstvo životom većim delom direktno, a manjim delom indirektno odnosno preko bojažljivog stila afektivnog vezivanja. Hijerarhijska regresiona analiza pokazala je da, kada je kriterijumska varijabla afektivna komponenta ličnog blagostanja, prediktorske varijable traume u detinjstvu, bojažljiv i odbacujuć stil afektivnog vezivanja kao najbolji prediktor izdvaja se bojažljiv stil afektivnog vezivanja ($\beta = -.538$, $p < .001$). Traume u detinjstvu ($\beta = -.155$, $p < .001$) i odbacujuć stil ($\beta = .118$, $p < .05$) su se takođe pokazali kao značajni prediktori. Da bismo bolje razumeli odnos između navedenih konstrukata, uradili smo medijacionu analizu. Rezultati medijacione analize prikazani su u Tabeli 7.

Tabela 7

Medijaciona analiza: kriterijumska varijabla afektivna komponenta ličnog blagostanja, prediktorska varijabla traume u detinjstvu, medijatorska varijabla bojažljiv stil afektivnog vezivanja

	Efekat	p
Efekat trauma u detinjstvu na bojažljivi stil (a put)	.689	.000
Efekat bojažljivog stila na afektivnu komponentu blagostanja (b put)	-.252	.000
Efekat trauma u detinjstvu na afektivnu komponentu blagostanja (c put)	-.308	.000
Direktan efekat trauma u detinjstvu na afek. komponentu blagostanja (c prim put)	-.134	.001

Indirektni efekat koji ostvaruju traume u detinjstvu na afektivnu komponentu ličnog blagostanja preko bojažljivog stila afektivne vezanosti je -.174 sa intervalom poverenja (95% CI) od -.227 do -.125. Dakle, traume u detinjstvu većim delom ostvaruju svoj efekat na afektivnu komponentu ličnog blagostanja preko bojažljivog stila afektivne vezanosti, a manjim delom direktno.

Diskusija i zaključak

Cilj ovog istraživanja bio je povezivanje trauma u detinjstvu i nesigurnih stilova afektivnog vezivanja sa strahom od sreće i ličnim blagostanjem, radi boljeg razumevanja ovih konstrukata i eventualnih praktičnih implikacija na psihoterapijsku praksu. U ovom istraživanju dobijene su pozitivne korelacije trauma u detinjstvu sa krhkošću i strahom od sreće. Osobe koje su doživele traume u detinjstvu smatraju da što smo zadovoljniji, pre će se nešto katastrofično desiti. Da li je u osnovi ovih reakcija možda proces asocijacije, s jedne strane, priyatnih osećanja ljubavi, privrženosti koje dete prirodno oseća u kontaktu s roditeljskom figurom i, s druge, onih negativnih emocija koje se neminovno javljaju u traumatskim situacijama? Da li se u situaciji doživlja-

vanja sreće aktivira asocijativna veza koja direktno vodi do osećanja straha i neprijatnosti jer su se ta osećanja nekada vremenski poklopila sa prvim? Dosta pitanja na koja bismo mogli da dobijemo odgovore ukoliko bi nacrt ovog istraživanja bio longitudinalan, uz pravljenje čestih preseka emocionalnih stanja osobe.

Nesigurni stilovi afektivnog vezivanja pozitivno koreliraju sa krhkošću i strahom od sreće. Osobe koje imaju odbacujući stil afektivne vezanosti negativno su nastrojene prema drugim ljudima i od razočaranja se štite izbegavajući bliske odnose i održavajući osećaj samodovoljnosti i neranjivosti. Moguće je da ove osobe imaju strah da će njihova sreća biti „kratkog veka“ i da ne treba previše da se radujemo zato što nas iza ugla čekaju izdaja i razočaranje. Osobe bojažljivog stila su anksiozne i sebe percipiraju kao manje vredne a kroz odnos sa drugima pokušavaju da uspostave samopouzdanje. One čeznu za bliskošću pa se samim tim i boje da će tu bliskost izgubiti. Moguće da kroz istu kognitivnu prizmu percipiraju i konstrukt sreće, tačnije smatraju da će ona kad-tad nestati, te je kod njih taj strah prisutan.

Korelacije negativnog predznaka dobijene su između trauma u detinjstvu i ličnog blagostanja. Različita traumatska iskustva su u negativnoj vezi sa pozitivnim afektivitetom u odraslom dobu. Ukoliko osoba koja je pretrpela traumatsko iskustvo ima tendenciju da izbegava pozitivne emocije, kako bi bila „spremnija“ za buduće negativne događaje, ova negativna veza ne iznenađuje. Tome se mogu dodati i nalazi autora (Young & Klosko, 2003) da osoba u odraslom dobu uglavnom ima tendenciju da doživljava one emocije koje je proživela u detinjstvu, jer su ta osećanja poznata i doživljavaju se sigurnim koliko god ona objektivno bila negativna.

Nesigurni stilovi afektivnog vezivanja negativno koreliraju sa ličnim blagostanjem. Slaba negativna korelacija dobijena je između odbacujućeg stila i ličnog blagostanja. Izgleda da je percipiranje drugih sa nepoverenjem, kao onih koji mogu lako da nas odbace, u vezi i sa doživljajem nižeg blagostanja. Negativna korelacija bojažljivog stila sa ličnim blagostanjem je umerena. Osobe koje imaju bojažljiv stil, s obzirom na to da su one te koje sebe percipiraju kao manje vredne, a druge posmatraju sa nepoverenjem pored toga imaju i niži stepen ličnog blagostanja. Kao dobar prediktor ličnog blagostanja pokazao se bojažljiv stil afektivnog vezivanja, kao i traume u detinjstvu. Medijaciona analiza je pokazala da manji deo efekta koji traume u detinjstvu ostvaruju na kognitivnu komponentu ličnog blagostanja ide indirektno, odnosno preko bojažljivog stila, a da veći deo efekta koji ostvaruju na afektivnu komponentu ličnog blagostanja takođe ide indirektno, odnosno preko bojažljivog stila afektivnog vezivanja. Ljudi internalizuju iskustva koja su proživeli u detinjstvu, naročito u odnosu sa roditeljima i važnim drugima, što rezultuje formiranjem mentalne reprezentacije i radnog modela koji oblikuje način na koji će se osoba osećati, razmišljati, ponašati. Odbacivanje,

distanciranost, nedostatak podrške i topline kao i nepovoljni događaji u detinjstvu povezani su sa nesigurnim afektivnim vezivanjem u odraslom dobu (Hinnen, Sanderman, & Sprangers, 2009). Upravo taj radni model je nešto što se proteže kao kognitivna struktura tokom celog života. Da li formiranje bojažljivog stila i posledično negativno percipiranje sebe i drugih u stvari predstavlja psihološki odraz traumatskih iskustava i dovodi do manjeg ličnog blagostanja? Ovo može imati praktične implikacije na psihoterapijski rad u kontekstu shvatanja značaja bojažljivog stila afektivnog vezivanja za lično blagostanje i posledično usmeravanje psihoterapijskih intervencija. U ovom kontekstu, treba istaći da psihoterapijski modaliteti koji su usmereni na teškoće u sistemu afektivnog vezivanja ili se fokusiraju na poboljšanje porodičnih odnosa u kontekstu afektivnog vezivanja mogu pomoći povećanju ličnog blagostanja (Temiz & Comert, 2018). Kao dobar prediktor krhkosti i straha od sreće izdvojio se bojažljiv stil afektivnog vezivanja. Medijacionom analizom je pokazano da traume u detinjstvu indirektan efekat na krhkost i strah od sreće ostvaruju preko bojažljivog stila afektivne vezanosti. Izgleda da je bojažljiv stil zapravo psihološki mehanizam preko kojeg traume u detinjstvu ostvaruju svoj efekat na percepciju sreće u odraslom dobu. Osobe koje su pretrpele određeni vid traume mogu pretpostavljati da je potrebno biti stalno na oprezu i u pripravnosti, odnosno zauzeti gard, kako bi spremnije dočekali nepovoljnu situaciju. Praktične implikacije rada bi mogle sugerisati na značaj intervencija u kontekstu afektivnih relacija u psihoterapijskoj praksi u radu sa klijentima koji su imali traumatska iskustva, naročito na važnost bojažljivog stila afektivnog vezivanja. S obzirom na to da krhkost i strah od sreće negativno koreliraju sa ličnim blagostanjem, a da je strah od sreće parcijalni medijator između odbacujućeg stila i zadovoljstva životom, praktične implikacije našeg rada mogu ići u smeru ostalih psihoterapijskih intervencija. Ukoliko strah od sreće percipiramo kao maladaptivno uverenje, on time postaje pristupačniji modifikaciji, te je moguće promenom njega uticati na povećanje zadovoljstva životom, s obzirom na to da određene crte ličnosti zahtevaju dugotrajniji psihoterapijski proces i manje su podložne promeni. Pomaganje osobi da preispita i modifikuje uverenja u vezi sa averzijom sreće može biti značajna komponenta u psihoterapijskom pristupu (Joshnloo, 2018). U skladu sa dobijenim rezultatima naši predlozi vezani za psihoterapijske intervencije su pre svega rad na kognitivnom restrukturiranju ovih disfunkcionalnih načina razmišljanja. Ukoliko osoba "vidovnjači" da nakon srećnih momenata moraju uslediti nesrećni, potrebno je modifikovati ovakva uverenja, posebno kod osoba koje su preživele traume ili su u detinjstvu dobijali manje podrške i više kritike od svojih roditelja pa projekciju budućnosti konstruišu na osnovu tih negativnih predašnjih iskustava. Cilj je da osobe shvate da je pomisao da će nesreća uslediti nakon sreće je pre svega samo to - pomisao, a ne i apsolutna istina.

Reference

- Bartholomew, K., & Horowitz, L. M. (1991). Attachment styles among young adults: a test of Four category model. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61, 226–244.
- Bernstein, D. P., & Fink, L. (1998). *Childhood Trauma Questionnaire: A retrospective selfreport*. San Antonio, TX: Harcourt, Brace, and Company
- Bowlby, J. (1977). The making and breaking of affectional bonds. *British Journal of Psychiatry*, 130, 201–210.
- Bülbül, A. E. (2018). Reliability and Validity of Fear of Happiness Scale: A Case Study of University Students. *Journal of Education and e-Learning Research*, 5, 91–95.
- Diener, E. (1984). Subjective Well-Being. *Psychological Bulletin*, 95, 542–575.
- Diener, E., Emmons, R.A., Larsen, R.J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71–75.
- Essien, E. A., Attoe, O. R., Anake, G. A., Uwah, E. E., Aigbomian, E. J., Eleazu, F. I., & Udofia, O. (2018). The childhood trauma questionnaire: validity, reliability and factor structure among adolescents in Calabar, Nigeria. *Nigerian Journal of Medicine*, 27, 252–259.
- Finkelhor, D., Ormrod, R., Turner, H. A., & Hamby, S. L. (2005). The victimization of children and youth: A comprehensive, national survey. *Child Maltreatment*, 10, 5–25.
- Griffin, D. W., & Bartholomew, K. (1994). Models of the self and other: Fundamental dimensions underlying measures of adult attachment. *Journal of personality and social psychology*, 67(3), 430.
- Hayes, A. M., & Feldman, G. (2004). Clarifying the construct of mindfulness in the context of emotion regulation and the process of change in therapy. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 11, 255–262.
- Hinnen, C., Sanderman, R., & Sprangers, M. A. (2009). Adult attachment as mediator between recollections of childhood and satisfaction with life. *Clinical Psychology & Psychotherapy: An International Journal of Theory & Practice*, 16, 10–21.
- Joshanloo, M. (2013). The influence of fear of happiness beliefs on responses to the satisfaction with life scale. *Personality and Individual Differences*, 54, 647–651.
- Joshanloo, M. (2018). Fear and fragility of happiness as mediators of the relationship between insecure attachment and subjective well-being. *Personality and Individual Differences*, 123, 115–118.
- Joshanloo, M., & Weijers, D. (2014). Aversion to Happiness Across Cultures: A Review of Where and Why People are Averse to Happiness. *Journal of Happiness Studies*, 15, 717–735.
- Joshanloo, M., Weijers, D., Jiang, D.Y., Han, G., Bae, J., Pang, J., et al. (2015). Fragility of Happiness Beliefs Across 15 National Groups. *Journal of Happiness Studies*, 16, 1185–210.
- Karl-Siegbert, R. (2000). The Fear of Happiness: Anthropological Motives. *Journal of Happiness Studies*, 1, 479–500.
- Lucas, R. E. & Diener, E. (2010). Subjective well-being. In M. Lewis, J.M. Haviland-Jones & L. Feldman Barrett (Eds.). *Handbook of emotions* (pp. 471-484). New York, London: The Guilford Press.

- Scharfe, E. (2016). Measuring what counts: Development of a new four-category measure of adult attachment. *Personal Relationships*, 23, 4–22.
- Smith, P. H., Smith, J. B., & Earp, J. A. (1999). Beyond the measurement trap: A re-constructed conceptualization and measurement of women battering. *Psychology of Women Quarterly*, 23, 177–193.
- Temiz, Z. T., & Comert, I. T. (2018). The relationship between life satisfaction, attachment styles, and psychological resilience in university students. *Dusunen Adam: Journal of Psychiatry & Neurological Sciences*, 31, 274–283.
- Watson, D., Clark, L.A., & Tellegen, A. (1988). Development and Validation of Brief Measures of Positive and Negative Affect: The PANAS Scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 1063–1070.
- Yildirim, M., & Belen, H. (2018). Fear of happiness predicts subjective and psychological well-being above the Behavioral Inhibition System (BIS) and Behavioral Activation System (BAS) model of personality. *Journal of Positive Psychology and Wellbeing*, 2, 92–111.
- Young, J. E., Klosko, J. S. & Weishaar, M. E. (2003). *Schema therapy: A practitioner's guide*. New York: Guilford Press

DATUM PRIJEMA RADA: 06.12.2019.

DATUM PRIHVATANJA RADA: 20.04.2020.

The relationship between childhood traumas and insecure attachment styles and the fear of happiness and subjective well-being

Marija Lazić, Nikola M. Petrović

University of Belgrade, Faculty of Philosophy, Department of Psychology

The study aims to examine the relationship between childhood traumas and insecure attachment styles and subjective well-being and the fear of happiness. The sample included students of the University of Belgrade. The sample size was convenient; 426 students in total, 306 female and 126 male respondents. It is shown that there is a positive correlation between the fear of happiness and insecure attachment styles, as well as between the fear of happiness and childhood traumas. There is a negative correlation between the fear of happiness and subjective well-being, as well as between subjective well-being and childhood traumas. Negative correlation has also been found between subjective well-being and insecure attachment styles. Fear of happiness proved to be a partial mediator between the dismissive style and life satisfaction, while fearful attachment style was shown to be a mediator between childhood traumas and fragility and the fear of happiness. It was also found that fearful attachment style was a partial mediator between childhood traumas and subjective well-being.

Key words: fear of happiness, fragility of happiness, subjective well-being, childhood traumas, insecure attachment styles

UPUTSTVO ZA AUTORE

Časopis *Psihološka istraživanja* objavljuje teorijske radove, pregledne radove, originalne istraživačke radove, stručne radove i prikaze iz svih oblasti psihologije koji nisu prethodno objavljeni i nisu istovremeno podneti za objavljivanje u nekoj drugoj publikaciji. Važan kriterijum selekcije radova jeste društvena relevantnost analizirane teme (videti *Uređivačku politiku* časopisa). Rukopisi treba da budu pripremljeni prema standardima časopisa *Psihološka istraživanja*, tj. u skladu sa APA (American Psychological Association) Publication Manual, 6. izdanje (<http://www.apastyle.org/>). Za prijavu radova koristi se SCIndeks Asistent - Sistem za online uređivanje časopisa preko linka: <http://aseestant.ceon.rs/index.php/psistra/login>

Radovi koji nisu adekvatno pripremljeni neće se recenzirati.

Autori iz celog sveta pozivaju se da pošalju svoje radove.

U pripremi rada treba se držati sledećih uputstava:

Dužina rada

Rad mora biti napisan u tekst procesoru Microsoft Word, na stranici formata A4, fontom Times New Roman (12 tačaka), latinicom, s proredom od 1,5 redova. Sve stranice moraju biti numerisane. Rad treba da bude dužine do jednog autorskog tabaka (30.000 slovnih mesta ili 20 strana bez referenci i priloga). Izuzetak su pregledni radovi koji mogu biti dužine do 50.000 znakova i prikazi koji mogu biti dužine do 5.000 znakova. Redakcija zadržava pravo da objavi i radove koji premašuju tu dužinu u slučajevima kada izlaganje naučnog sadržaja zahteva veću dužinu, odnosno prostor. Rad treba da bude lektorisan.

Jezik rada

Časopis objavljuje radove na srpskom i engleskom jeziku.

Naslov rada

Naslov rada treba da bude što konzicijni. Iza naslova rada slede ime autora i naziv institucije u kojoj autor radi. Iza imena prvog autora treba staviti fusnotu koja sadrži e-mail adresu (jednog od) autora.

Sažetak

Sažetak dužine od 150 do 250 reči treba da bude na početku rada. Sastavni delovi sažetka treba da budu: cilj istraživanja, metod, rezultati i zaključak. Sažetak po pravilu ne sadrži reference. Bez obzira na jezik rada, prilažu se sažetak i ključne reči i na srpskom i na engleskom jeziku.

Ključne reči

Na kraju sažetka treba navesti do pet ključnih reči. Pri odabiru ključnih reči, poželjno je odabrati one pojmove koji se često koriste za pretragu časopisa.

Tabele, grafikoni i slike

Tabele i grafikoni treba da budu sačinjeni u Wordu ili nekom Word kompatibilnom formatu. Isti podaci ne mogu se prezentovati i tabelarno i grafički. Svaka tabela, grafikon

ili slika treba da budu označeni brojem, s naslovom koji ih jasno objašnjava. U slučaju tabele, u jednom redu navodi se broj tabele, običnim fontom i bez tačke na kraju, a u novom redu naslov tabele ispisan kurzivom, kao u donjem primeru. Treba izbegavati linije i senčenja koja nisu neophodna.

Tabela 1

Struktura uzorka prema polu i uzrastu u tri istraživanja

Karakteristike	Godina istraživanja			Total (N = 3700)
	1996 (n = 1280)	2001 (n = 1200)	2006 (n = 1220)	
Pol				
Muški	49.2%	47.8%	50.7%	49.2%
Ženski	50.8%	52.2%	49.3%	50.8%
Uzrast				
15–29 godina	20.8%	19.0%	25.5%	21.8%
30–49 godina	38.5%	38.5%	41.4%	39.4%
50 i više godina	40.7%	42.5%	33.1%	38.8%

U slučaju grafičkih priloga (npr., slike, grafikoni), oznaka slike/grafika uz redni broj navodi se italikom, nakon čega, u produžetku, sledi naslov slike/grafika i kratko pojašnjenje njegovog sadržaja slovima u normalu (videti primer grafika ispod). Ti elementi navode se ispod odgovarajućeg grafičkog priloga. U tekstu se treba pozvati na svaku tabelu, grafikon ili sliku, upućivanjem na brojčanu oznaku.

Grafik 1. Promene u raširenosti vrednosti autonomije. Grafik ilustruje podatak da svaka uzrasna kohorta s vremenom sve više prihvata vrednosti autonomije.

Statistika

Oznake primenjenih statističkih testova pišu se italikom (npr., *F*, *t*, *p*), izuzev ukoliko se ne radi o simbolima grčkog alfabeta (npr. χ^2 , α). Rezultati statističkih testova treba da budu prikazani u sledećem obliku: $F(1,8) = 19.53$; $p < .01$ i slično za druge testove (npr.: $\chi^2(3) = 3.55$, $p < .01$ ili $t(253) = 2.061$, $p < .05$). Treba navoditi manji broj konvencionalnih nivoa značajnosti *p* (npr.: .05, .01, .001).

Citati

Svaki citat, bez obzira na dužinu, treba da bude praćen referencom s brojem strane. Za svaki citat duži od 350 slovnih mesta autor mora imati pismeno odobrenje vlasnika autorskih prava, koje treba da priloži.

Fusnote i skraćenice

Fusnote treba izbegavati. Skraćenice, takođe, treba izbegavati, osim izrazito uobičajenih. Skraćenice koje su navedene u tabelama i slikama treba da budu objašnjene.

Navođenje referenci u tekstu

U radovima na srpskom jeziku preporučljivo je da se imena stranih autora navode u srpskoj transkripciji, prilagođenim (fonetskim) pisanjem prezimena, a zatim da se u

zagradi prezime navodi izvorno, uz godinu publikovanja rada, na primer: Pijaže (Piaget, 1951). Ukoliko se u zagradi navodi više autora, oni se navode alfabetskim, a ne hronološkim redom (npr., Lazić, 1994; Pantić, 1990). Ukoliko su dva autora rada, oba se navode u tekstu (npr., Kuzmanović i Petrović, 2007). Ukoliko rad ima više od dva autora, pri prvom spominjanju navode se svi autori, a pri svakom sledećem navodi se prezime prvog autora i skraćenica „i sar.” (za radove na srpskom jeziku, npr., Joksimović i sar., 2007) ili „et al.” (za radove na engleskom jeziku, npr., Millner et al., 2005). U radovima na engleskom jeziku reference u tekstu treba navoditi u skladu s Priručnikom za objavljivanje Američke psihološke asocijacije, APA (American Psychological Association) Publication Manual, 6. izdanje (<http://www.apastyle.org/>).

Reference

Reference se navode u skladu sa APA uputstvima, 6. izdanje (<http://www.apastyle.org/>), na kraju rada, u odeljku koji treba da bude naslovljen „Reference”. U spisku referenci navode se samo one reference na koje se autor pozvao u radu, abecednim redom po prezimenima autora. Ne treba navoditi reference koje nisu pomenute u tekstu. Ukoliko je tekst pisan na engleskom jeziku, za izvore na srpskom jeziku naslove knjiga, članaka itd. potrebno je dati i engleske prevode u zagradi. Uobičajeni izvori navode se na sledeći način:

- a) **Knjiga;** Sadrži prezime i inicijale (svih) autora, godinu izdanja, naslov knjige (*kurzivom*), mesto izdanja i izdavača.

Opšti format: Autor, A., Autor, B., i Autor, C. (godina). *Naslov knjige*. Mesto izdanja: Izdavač.

Primer: Green, D., Palmquist, B., i Schickler, E. (2002). *Partisan hearts and minds: Political parties and the social identities of voters*. New Haven: Yale University Press.

- b) **Poglavlje u knjizi ili zborniku;** sadrži prezime i inicijal imena (svih) autora, godinu izdanja, naslov poglavlja, inicijal imena i prezime urednika ili redaktora, naslov knjige (*kurzivom*), strane poglavlja u zagradi, mesto izdanja i ime izdavača.

Opšti format: Autor, A., i Autor, B. (godina). Naslov poglavlja. U A. Urednik, B. Urednik & C. Urednik (ur.), *Naslov knjige* (str. xxx–xxx). Mesto izdanja: Izdavač.

Primer: Popkin, S., i Dimock, M. (1999). Political knowledge and citizen competence. U S. Elkin & K. Soltan (ur.), *Citizen competence and democratic institutions* (str. 117–146). University Park: Pennsylvania State University Press.

- c) **Članak u časopisu;** sadrži prezime i inicijale (svih) autora, godinu izdanja u zagradi, naslov članka, pun naziv časopisa (*kurzivom*), volumen (*kurzivom*) i stranice.

Opšti format: Autor, A., Autor, B., i Autor, C. (godina). Naslov članka. *Naziv Časopisa*, xxx, xxx–xxx.

Primer: Kuzmanović, B., Popadić, D., i Havelka, N. (1995). Social changes and changes of values. *Psihologija*, 28, 7–26.

- d) **Saopštenje sa skupa;** sadrži prezime i inicijale (svih) autora, godinu i mesec održavanja skupa u zagradi, naslov izlaganja (*kurzivom*), naziv konferencije i lokaciju.

Opšti format: Autor, A. (godina, mesec). *Naslov saopštenja*. Saopštenje na Naziv konferencije, Lokacija.

Primer: Maksić, S., i Ševkušić, S. (2011, februar). *Problemi identifikacije kreativnosti učenika u školi*. Saopštenje sa XVII naučnog skupa Empirijska istraživanja u psihologiji, Beograd.

- e) **Web dokument**; sadrži prezime i inicijale (svih) autora, godinu, naziv dokumenta (*kurzivom*) i Internet adresu sajta.

Opšti format: Autor, A., Autor, B., i Autor, C. (godina). *Naziv dokumenta*. Preuzeto sa <http://xxxxxxx>.

Primer: Foa, R. (2007). *Socioeconomic development and parenting values*. Preuzeto sa http://www.roberto.foa.name/Parenting_Attitudes_Foa.

- f) **Neobjavljena magistarska ili doktorska teza**; sadrži prezime i inicijal autora, godinu u zagradi, naslov teze, identifikaciju rada kao teze u zagradi, ime institucije i mesto.

Opšti format: Autor, A. (godina). *Naslov magistarske ili doktorske teze* (Neobjavljena magistarska ili doktorska teza). Ime institucije, Mesto.

Primer: Smith, B. (1995). *Youth and political participation* (Neobjavljena doktorska disertacija). Institute of Psychology, Vienna.

Ukoliko se navodi veći broj radova istog autora, reference se ređaju prema godini objavljivanja, od najstarije prema novijima. Reference jednog autora koje su objavljene u istoj godini treba pisati abecednim redom prema naslovima, npr., (1995a), (1995b).

Navođenje nepublikovanih radova (npr. rukopisa i sl.) nije poželjno. Ukoliko je takvo navođenje baš neophodno, treba navesti što potpunije podatke.

Pozivanje na sekundarnu literaturu ili njeno citiranje (npr., Marsh, 1980, prema: Stevenson, 2005) treba izbegavati.

Prilog

U prilogu treba dati samo one sadržaje koji bi bili korisni čitaocima za razumevanje, evaluiranje ili ponavljanje istraživanja.

Recenziranje i objavljivanje

Sve radove anonimno recenziraju dva kompetentna recenzenta. Na osnovu recenzija redakcija donosi odluku o objavljivanju rada i može doneti jednu od četiri odluke: da rad objavi u formi kakva je priložena, da rad objavi nakon minimalnih izmena od strane autora u skladu sa uputstvima recenzenata, da rad objavi nakon neophodnih ozbiljnijih izmena prerade od strane autora u skladu sa uputstvima recenzenata, ili da odbije da objavi rad. Redakcija šalje obe recenzije autoru na uvid i uz odgovarajuće obrazloženje obaveštava autora o svojoj odluci najduže tri meseca od prijema rada. Ukoliko se autor odluči da koriguje tekst u skladu sa preporukama recenzenata, može ponovo podneti rad za objavljivanje, i tada je dužan da u formi pisma redakciju upozna sa svim izmenama koje je načinio u tekstu (broj stranice na kojoj se nalazi takva izmena). Ukoliko autor smatra da neka od preporuka recenzenata nije opravdana, ili je iz nekog razloga nije moguće ispuniti, potrebno je da o tome napiše detaljno obrazloženje redakciji. Redakcija zadržava pravo da konačnu odluku o objavljivanju donese samostalno.

Kategorija (tip) članka

U skladu sa uputstvima Ministarstva prosvete, nauke i tehnološkog razvoja Republike Srbije, članci koji se objavljuju u časopisu *Psihološka istraživanja* biće razvrstani u neku od sledećih kategorija:

Naučni članci: 1. originalan naučni rad (rad u kojem se iznose prethodno neobjavljivani rezultati sopstvenih istraživanja naučnim metodom); 2. pregledni rad (rad koji sadrži originalan, detaljan i kritički prikaz istraživačkog problema ili područja u kojem je autor ostvario određeni doprinos, vidljiv na osnovu autocitata); 3. kratko ili prethodno saopštenje (originalan naučni rad punog formata, ali manjeg obima ili preliminarnog karaktera); 4. naučna kritika, odnosno polemika (rasprava na određenu naučnu temu, zasnovana isključivo na naučnoj argumentaciji) i osvrti;

Stručni članci: 1. stručni rad (prilog u kojem se nude iskustva korisna za unapređivanje profesionalne prakse, ali koja nisu nužno zasnovana na naučnom metodu); 2. informativni prilog (uvodnik, komentar i sl.); 3. prikaz (knjige, računarskog programa, slučaja, naučnog događaja i sl.).

Autorska prava

Od autora koji nameravaju da publikuju svoje radove u časopisu *Psihološka istraživanja* očekuje se da sami obezbede i poštuju autorska prava drugih (npr., za korišćene instrumente, softvere i sl.), kao i prava i dostojanstvo ostalih učesnika u istraživačkom procesu, u skladu sa osnovnim etičkim normama objavljivanja.

Po prihvatanju rada za objavljivanje, autori potpisuju Izjavu autora kojom potvrđuju da je reč o originalnom radu i da su poštovani svi naučni i izdavački standardi.

Autori zadržavaju autorska prava nad objavljenim člancima, a izdavaču daju neekskluzivno pravo da članak objavi, da u slučaju daljeg korišćenja članka bude naveden kao njegov prvi izdavač, kao i da distribuiraju članak u svim oblicima i medijima. Objavljeni članci distribuiraju se u skladu sa licencom Creative Commons Autorstvo – Deliti pod istim uslovima 4.0 International (CC BY-SA). Dopusšteno je da se delo kopira i distribuira u svim medijima i formatima, da se prerađuje, menja i nadograđuje u bilo koje svrhe, uključujući i komercijalne, pod uslovom da se na pravilan način citiraju njegovi prvobitni autori, postavi link ka originalnoj licenci, naznači da li je delo izmenjeno i da se novo delo objavi pod istom licencom kao i originalno. Autorima je dozvoljeno da objavlvenu verziju rada deponuju u institucionalni ili tematski repozitorijum ili da je objave na ličnim veb stranicama (uključujući i profile na društvenim mrežama, kao što su ResearchGate, Academia.edu, itd.), na sajtu institucije u kojoj su zaposleni, u bilo koje vreme nakon objavljivanja u časopisu, uz adekvatno referisanje.

Redakciji časopisa *Psihološka istraživanja*

IZJAVA AUTORA

1. Ček lista za autore

(potpisuje se prilikom prvog slanja teksta u redakciju)

Ovim putem izjavljujem:

- da rad koji sam podneo/la za objavljivanje Redakciji časopisa *Psihološka istraživanja* pod naslovom (NAVESTI RADNI NASLOV TEKSTA) nije prethodno objavljen i nije istovremeno u razmatranju za objavljivanje u nekoj drugoj publikaciji;
- da su svi ko-autori (ukoliko rad ima više od jednog autora) odobrili poslatu verziju rukopisa i da su saglasni sa slanjem teksta za časopis *Psihološka istraživanja*;
- da je, ukoliko je rad zasnovan na saopštenju sa skupa objavljenom u celosti, na to adekvatno upućeno (u fusnoti vezanoj za naslov rada);
- da je, ukoliko je korišćen isti uzorak ili korpus podataka za potrebe nekog drugog rada ili izlaganja na skupu, na to adekvatno upućeno u fusnoti na prvoj strani ili u metodološkom delu rada, pri opisu uzorka;
- da je rad nastao u skladu s postojećim etičkim standardima;
- da su poštovana autorska prava drugih autora;
- da za korišćene instrumente i softvere barem jedan od autora ima dozvolu za korišćenje koju može dostaviti ukoliko to Redakcija časopisa zahteva;

IME I PREZIME PRVOG AUTORA/AUTORKE:

2. Izjava o autorskim pravima

(potpisuje se pošto je tekst prihvaćen za objavljivanje)

Ovim putem izjavljujem:

- da sam saglasan/na da Redakcija časopisa *Psihološka istraživanja* može publikovati tekst naknadno dalje distribuirati na nekomercijalnoj osnovi (npr. *open source* baze, Internet strana časopisa i slično);
- da sam informisan/na da, uz obavezno referisanje gde je tekst prvobitno objavljen, imam prava da publikovani tekst naknadno koristim u skladu sa licencom Creative Commons Autorstvo – Deliti pod istim uslovima 4.0 International (CC BY-SA) (npr. postavljanje na akademske mreže, poput ResearchGate, Academia.edu i slično);
- da sam informisan/na da tekst prvobitno publikovan u časopisu *Psihološka istraživanja* ne može naknadno biti ponovo publikovan u nekom drugom časopisu, tematskom zborniku ili monografiji bez dozvole izdavača.

IME I PREZIME PRVOG AUTORA/AUTORKE:

IME I PREZIME DRUGOG AUTORA/AUTORKE:

IME I PREZIME TREĆEG AUTORA/AUTORKE:

(dodati još autora ukoliko je potrebno)

DATUM:

INSTRUCTIONS FOR AUTHORS

The journal *Psihološka istraživanja* publishes theoretical papers, review papers, original research papers, professional papers and book reviews from all fields of psychology, not previously published elsewhere and not already under concurrent consideration for publication in another journal. An important criterion in the selection of papers is social relevance of the analysed topic (see the *Publication Policy* section). Manuscripts should comply with the standards of the journal *Psihološka istraživanja*, i.e. with APA (American Psychological Association) Publication Manual, 6th edition (<http://www.apastyle.org/>). Manuscripts should be submitted via e-mail to: ps.istrzivanja@gmail.com, accompanied by the signed *Author's Statement* provided at the end of this document.

The papers that are not adequately prepared will not be reviewed.

Papers are invited from authors throughout the world.

The manuscript should conform to the following preparation guidelines:

Length

Papers should be written in the text processor Microsoft Word, page format A4, in Times New Roman font (12 pt), in Latin alphabet, 1.5 line spacing. All pages must be numbered. Contributions should not exceed the length of one author's sheet (30.000 characters with spaces or 20 pages without references and appendices). Exception is made for review papers that may not exceed 50.000 characters with spaces, and book reviews that may not exceed 5.000 characters with spaces. The Editorial Board retains discretion to publish papers beyond this length in cases when clarity of scientific content presentation requires greater length, that is, space. Papers should be proof read.

Language

The journal publishes papers in Serbian and English.

Title

Paper title should be as concise as possible. Author's full name and affiliation should follow the title. The footnote containing the e-mail address of the author (one of the authors) should be inserted after the full name of the first author.

Summary

Summary ranging between 150 and 250 words should be submitted at the beginning of the paper. It must include research goal, method, results and conclusion. Up to five key words must be supplied at the end of the summary. As a rule, summary must not contain references. Regardless of the language in which the paper is written, the summary and key words should be submitted in both Serbian and English.

Key words

Up to five key words should be given at the end of the summary. When choosing key words, it is recommended to select those concepts that are often used in journal searches.

Tables, figures and pictures

Tables and figures should be made in the MS Word or MS Word compatible format. Same data should not be presented both in tables and figures. Each table, figure or picture should be numbered, with a self-explanatory title. In case of tables, the first line should contain the table number, written in the normal font and without the full stop after the number, while the second line should state the title of the table in italic, as in the example given below. Unnecessary lines and shading should be avoided.

Table 1

Sample structure by sex and age in three surveys

Characteristics	Year of the survey			Total (N = 3700)
	1996 (n = 1280)	2001 (n = 1200)	2006 (n = 1220)	
Sex				
Male	49.2%	47.8%	50.7%	49.2%
Female	50.8%	52.2%	49.3%	50.8%
Age				
15–29 years old	20.8%	19.0%	25.5%	21.8%
30–49 years old	38.5%	38.5%	41.4%	39.4%
50 years and older	40.7%	42.5%	33.1%	38.8%

In case of visual materials (e.g. figures, graphs), the number of the figure/graph should first be given in italic, and, in the same line, the title of the figure/graph and its short description are given in normal font (see the example of the graph below). These elements should be provided below the respective graph/figure. A reference to each table, figure or picture should be made in the text.

Graph 1. Changes in the valuing of autonomy. The graph shows the increasing valuing of autonomy in each age cohort with time.

Statistics

The denomination of the used statistical tests should be given in italics (e.g. *F*, *t*, *p*), except in cases when the Greek alphabet symbols are used (e.g. χ^2 , α). The results of statistical tests should be provided in the following form: $F(1,8) = 19.53$; $p < .01$ and similar for other tests, e.g. $\chi^2(3) = 3.55$, $p < .01$ or $t(253) = 2.06$, $p < .05$. Lower number of conventional *p* levels should be stated (e.g.: .05, .01, .001).

Quotations

Any quotation, regardless of its length, should be accompanied by reference and page number. For any quotation over 350 characters, authors must obtain a written permission by copyrights owner that needs to be enclosed.

Footnotes and abbreviations

Footnotes should be avoided. Abbreviations should be avoided as well, except the fairly usual ones. The abbreviations used in tables and pictures should be explained.

In-text reference citations

In papers in Serbian, foreign authors' names are cited in Serbian transcription, with surnames written phonetically, thereafter surname is quoted in parentheses in its original spelling, together with the year of publication, for example: Pijaže (Piaget, 1951). Multiple citations should be given alphabetically, not chronologically (e.g., Lazić, 1994; Pantić, 1990). If a paper has two authors, both names are cited in the text (e.g., Kuzmanović & Petrović, 2007). In the case of reference to more than two authors, when first mentioned, the surnames of all of the authors are cited in the text, while the surname of the first author and the abbreviation "i sar." (if the paper is written in Serbian, e.g., Joksimović i sar., 2007) or "et al." (if the paper is written in English, e.g. Millner et al., 2005) are used in subsequent citations. In papers in English, in-text references are cited complying with the APA (American Psychological Association) Publication Manual, 6th edition (<http://www.apastyle.org/>).

References

References should conform to APA instructions, 6th edition (<http://www.apastyle.org/>), and should be listed at the end of the paper, in the section entitled "References". The list should include only the references mentioned in the text, ordered alphabetically by the authors' surnames. References not mentioned in the text should not be listed. If the paper is written in English, the translation of the Serbian titles of books, journal articles etc. should be given in parentheses. The basic reference formats are listed in the following way:

- a) **Book**; should contain surname and initials of (each) author, year of publication, book title (*in italic*), place of publication and a publisher.

General form: Author, A., Author, B., & Author, C. (year). *Title of work*. Location: Publisher.

Example: Green, D., Palmquist, B., & Schickler, E. (2002). *Partisan hearts and minds: Political parties and the social identities of voters*. New Haven: Yale University Press.

- b) **Chapter from a book or an edited book**; should contain surname and initials of (each) author, year of publication, chapter title, name initial and surname of the editor, book title (*in italic*), chapter pages in parentheses, place of publication and a publisher.

General form: Author, A., Author, B., & Author, C. (year). Title of chapter. In A. Editor, B. Editor, & C. Editor (Eds.), *Title of book* (pp. xxx—xxx). Location: Publisher.

Example: Popkin, S., & Dimock, M. (1999). Political knowledge and citizen competence. In S. Elkin & K. Soltan (Eds.), *Citizen competence and democratic institutions* (pp. 117–146). University Park: Pennsylvania State University Press.

- c) **Article from a journal**; should contain surname and initials of (each) author, year of publication in parentheses, title of the article, journal title in full (*in italic*), volume (*in italic*) and pages.

General form: Author, A., Author, B., & Author, C. (year). Title of article. *Title of Journal*, xx, pp—pp.

Example: Kuzmanović, B., Popadić, D. & Havelka, N. (1995). Social changes and changes of values. *Psihologija*, 28, 7–26.

- d) **Conference paper**; should contain surname and initials of (each) presenter, year and month of the meeting or symposia in parentheses, title of the presentation (*in italic*), conference name and location.

General form: Presenter, A. (Year, Month). *Title of paper*. Paper presented at the Name of the Conference, Location.

Example: Maksić, S., & Ševkušić, S. (2011, February). *Problemi identifikacije kreativnosti učenika u školi*. Paper presented at the Seventeenth International Symposium Empirical Research in Psychology, Belgrade.

- e) **Web document**; should contain surname and initials of (each) author, year, document title (*in italic*) and Internet site address.

General form: Author, A., Author, B., & Author, C. (year). *Title of document*. Retrieved from <http://xxxxxxx>.

Example: Foa, R. (2007). *Socioeconomic development and parenting values*. Retrieved from http://www.roborto.foa.name/Parenting_Attitudes_Foa.

- f) **Unpublished Master's or PhD thesis**; should contain surname and initials of the author, year in parentheses, title of the thesis, identification of the work as a thesis in parenthesis, name of the institution and location.

General form: Author, A. A. (year). *Title of doctoral dissertation or master's thesis* (Unpublished doctoral dissertation or master's thesis). Name of Institution, Location.

Example: Smith, B. (1995). Youth and political participation (Unpublished doctoral dissertation). Institute of Psychology, Vienna.

Multiple citations of one author are given chronologically according to the year of reference publication, from the oldest towards the new ones. Multiple reference citations of a single author from the same year should be labelled alphabetically according to titles, e.g. (1995a), (1995b).

It is undesirable to cite non-published works (e.g., manuscripts et al.). If such citations are necessary, data should be given in as full as possible.

References to secondary literature or its citation (e.g., Marsh, 1980, quoted in Stevenson, 2005) should be avoided as much as possible.

Appendix

Appendix should include only descriptions of material that may be useful for readers to understand, evaluate or repeat the research.

Reviewing and publishing

All papers are reviewed anonymously by two competent reviewers. On the basis of reviews, the Editorial Board make one of the following decisions: to accept the paper for publication without changes, to accept the paper after minor revisions, to accept the paper after substantial revisions or to reject the paper. The Editorial Board send both reviews to the authors and inform the contributing author about the final decision within the period of three months from paper reception. If the author resubmits the revised paper for publishing, it is obligatory to enclose a letter informing the Editorial Board about the corrections made in the text (along with page numbers where the revisions were made), in keeping with reviewers' recommendations. If the authors think that some of the reviewers' comments are not justified, or if they are impossible to meet, they must enclose a detailed elaboration and send it to the Editorial Board. The Editorial Board have the right to decide on the manuscript status independently.

Article category (type)

Complying with the instruction of the Ministry of Science and Technological Development, the articles published in the journal *Psihološka istraživanja* will be categorised in one of the following categories:

Scientific articles: 1. original research paper (a paper presenting previously unpublished data of one's own research by means of a scientific method); 2. review paper (a paper containing an original, detailed and critical presentation of the research problem or the field in which the author has made a certain contribution, evident on the basis of self-citations); 3. brief or preliminary communication (an original research paper of full format, but of smaller volume or of preliminary character); 4. scientific criticism, i.e. polemics (a discussion about a certain topic, based exclusively on scientific argumentation) and comments;

Professional articles: 1. professional paper (a contribution offering the experience useful for improvement of professional practice, but not necessarily based on a scientific method); 2. informative contribution (an editorial, commentary et al.); 3. review (of a book, computer programme, case, scientific event et al.).

Copyright

Authors who intend to publish papers in the journal *Psihološka istraživanja* are expected to obtain and respect the copyright of others (e.g., for the used instruments, software etc.), as well as the dignity of research participants, complying with basic ethical guidelines of publishing.

After the manuscript has been accepted for publication, authors are obliged to sign the Authors' Statement confirming that the submitted manuscript is original and that all scientific and publishing standards have been followed.

Authors retain copyright of the published papers and grant to the publisher the non-exclusive right to publish the article, to be cited as its original publisher in case of re-use, and to distribute it in all forms and media. The published articles will be distributed under the Creative Commons Attribution ShareAlike 4.0 International license (CC BY-SA). It is allowed to copy and redistribute the material in any medium or format, and remix, transform, and build upon it for any purpose, even commercially, as long as appropriate credit is given to the original author(s), a link to the license is provided, it is indicated if changes were made and the new work is distributed under the same license as the original. Authors are permitted to deposit author's publisher's version (PDF) of their work in an institutional repository, subject-based repository, author's personal website (including social networking sites, such as ResearchGate, Academia.edu, etc.), and/or departmental website at any time after publication, with an acknowledgement of its initial publication in this journal.

To the Editorial Board of the *Psihološka istraživanja* journal

AUTHOR'S STATEMENT

1. Checklist for the author(s)

(to be signed alongside with the manuscript submission)

I declare that:

- the manuscript that has been submitted to the Editorial Board for publishing in *Psihološka istraživanja* entitled (ENTER THE PRELIMINARY TITLE OF THE

PAPER) has not been previously published and simultaneously submitted for publishing elsewhere;

- all co-authors (if the paper is authored by two or more people) have approved of the submitted version of the paper and have agreed to submit it to the journal *Psihološka istraživanja*;
- if the paper is based on the published conference proceeding article, this has been adequately referenced in the text (a footnote attached to paper's title);
- if the same sample or corpus of data has been used previously for the purposes of another paper or conference presentation, this has been adequately referenced in a footnote attached to paper's title or in the methodology part of the paper, when the sample is described;
- the existing ethical standards have been followed during the creation of the paper;
- the copyrights of other people are granted;
- at least one of the paper's authors have copyrights for the used instruments and software;

NAME AND SURNAME OF THE FIRST AUTHOR:

2. Copyright agreement

(to be signed after the manuscript has been accepted for publication)

I declare that:

- I grant the right to the Editorial Board of the journal *Psihološka istraživanja* to further distribute the published article on non-commercial ground (e.g. open source directories, journal's official web page etc.);
- I have been informed that I have the right to use the published article in line with the Creative Commons Attribution Share Alike 4.0 International license (CC BY-SA) (e.g. uploading it on the academic social networks such as ResearchGate, Academia.edu etc.);
- I have been informed that my article published in the journal *Psihološka istraživanja* cannot afterwards be re-printed in some other journal, handbook or book, without the Publisher's permission.

NAME AND SURNAME OF THE FIRST AUTHOR:

NAME AND SURNAME OF THE SECOND AUTHOR:

NAME AND SURNAME OF THE THIRD AUTHOR:

(add additional names and surnames, if necessary)

DATE:

CIP – Каталогизација у публикацији
Народна библиотека Србије, Београд

159.9

PSIHOLOŠKA istraživanja / glavni i
odgovorni urednik Darinka Anđelković. – 1976–
. – Београд : Институт за психологију Филозофског
факкултета, 1976– (Београд : Службени гласник). –
24 cm

Два пута годишње. – Текст на срп. и енг. језику.

ISSN 0352-7379 = Психолошка истраживања

COBISS.SR-ID 16308994



institut za psihologiju

ISSN 0352-7379

