

OCENJEVANJE TEMPERAMENTA V ZGODNJEM MLADOSTNIŠTVU: PSIHOMETRIČNE ZNAČILNOSTI VPRAŠALNIKA EATQ-R-SF

EVA KRANJEC¹, MAJA ZUPANČIČ² & GREGOR SOČAN²

Potrjeno/Accepted
23. 7. 2020

¹ Univerza v Mariboru, Pedagoška fakulteta, Maribor, Slovenija

² Univerza v Ljubljani, Filozofska fakulteta, Ljubljana, Slovenija

Objavljeno/Published
21. 6. 2021

KORESPONDENČNI AVTOR/CORRESPONDING AUTHOR

eva.kranjec@um.si

Izvleček/Abstract

Namen raziskave je preveriti psihometrične značilnosti kratke različice revidiranega Vprašalnika temperamenta za zgodnje mladostnike – EATQ-R-SF. Na vzorcu 238 slovenskih zgodnjih mladostnikov smo preverili faktorsko strukturo, zanesljivost ter razlike med spoloma v ravni izraznosti temperamentnih potez. Analiza podatkov je v splošnem pokazala zadovoljivo prileganje podatkov obravnavanim modelom, čeprav indeksi prileganja za nekatere podlestvice niso dosegli priporočenih vrednosti. Skladnost nadrednih lestvic je zadovoljiva. Mladostnice imajo bolj izražene poteze *zadovoljstvo ob šibkih dražljajih*, *strah in povezovanje z drugimi* ter dimenzijo *pozitivno čustvovanje* kot mladostniki. EATQ-R-SF je ustreza za uporabo v raziskovanju, čeprav rezultati nakazujejo potrebo po vsebinskem in psihometričnem izboljšanju pripomočka. **Measurement of Early Adolescents' Temperament: Psychometric Characteristics of the EATQ-R-SF** The study explored the psychometric characteristics of the Revised Early Adolescent Temperament Questionnaire (EATQ-R-SF). Based on data of 238 early adolescents, we examined the factor structure of the EATQ-R-SF, reliability, and gender differences in mean levels of trait scores. The results showed a satisfactory fit to the models, although the fit indices for some subscales did not reach the recommended values. Internal consistency of the scales was satisfactory. Girls exhibited higher levels of *fear*, *pleasure sensitivity*, *affiliation* and *positive emotionality* than boys. The reliability of scores was appropriate for use in research, although it would need further improvement.

Ključne besede:

temperament, zgodnje mladostništvo, vprašalnik EATQ-R-SF, psihometrične značilnosti, razlike med spoloma.

Keywords:

temperament, early adolescence, questionnaire EATQ-R-SF, psychometric properties, gender differences.

UDK/UDC:
159.923-053.6

DOI <https://doi.org/10.18690/rei.14.2.193-216.2021>

Besedilo / Text © 2021 Avtor(ji) / The Author(s)

To delo je objavljeno pod licenco Creative Commons CC BY Priznanje avtorstva 4.0 Mednarodna.

Uporabnikom je dovoljeno tako nekomercialno kot tudi komercialno reproduciranje, distribuiranje, dajanje v najem, javna priobčitev in predelava avtorskega dela, pod pogojem, da navedejo avtorja izvirnega dela. (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

Uvod

Preučevanje temperamentnih potez ima osrednji pomen v razumevanju posameznikovih osebnostnih značilnosti (Rothbart, Ahadi in Evans, 2000), socialnega vedenja (Wang, Eisenberg, Valiente in Spinrad, 2016), boljšega prilagajanja na zahteve šolskega okolja in prilagojenih učnih izidov (npr. učna uspešnost ter učna motivacija) (Elliot in Thrash, 2002; Else-Quest, Hyde, Goldsmith in Van Hulle, 2006). Za ocenjevanje neposrednih in posrednih učinkov temperamentnih potez na psihosocialne ter učne izide je treba uporabiti zanesljive, časovne stabilne in veljavne merske pripomočke, s pomočjo katerih starši/skrbniki, vzgojitelji ali učitelji ocenijo izraženost otrokovih temperamentnih potez (Rothbart in Bates, 2006). Pri zgodnjih mladostnikih pa lahko ob poročilu staršev ali učiteljev uporabimo tudi samoocenjevalno obliko vprašalnika, preko katere mladostniki poročajo o različnih vidikih svojega vedenja ter čustvovanja (Rothbart in Bates, 2006; Zentner in Bates, 2008). Razvojne značilnosti zgodnjih mladostnikov namreč omogočajo samostojno poročanje o njihovih izkušnjah in prepoznavanje lastnih čustvenih stanj, kar prispeva k bolj veljavnemu ter zanesljivemu ocenjevanju vloge temperamenta v zgoraj navedenih izidih posameznikov (Capaldi in Rothbart, 1992). Danes najbolj uveljavljena konceptualizacija temperamenta izhaja iz dela raziskovalke Rothbart in njenih sodelavcev (npr. Rothbart, 1981; Rothbart in Bates, 2006), ki opredeljujejo temperament kot razmeroma stabilne medosebne razlike v odzivnosti in samouravnavanju, ki jih opazimo že v obdobju dojenčka in malčka, imajo biološko osnovo ter ustrezno pojasnjujejo vedenjske izide (Zupančič, 2016, 2020). Pri tem so medosebne razlike v odzivnosti posameznikov pogojene z razlikami v njihovem vedenjskem in čustvenem sistemu, ki se nenehno spreminjata zaradi sprememb v okolju, k razlikam v odzivnosti pa prispevajo vedenjski procesi, povezani s samouravnavanjem, kot so približevanje, izogibanje, zaviranje in/ali usmerjanje pozornosti (Rothbart in Bates, 2006). Prvotno zastavljen psihobiološki model temperamenta Rothbart (1981) je bil omejen na razvoj temperamentnih potez dojenčkov in malčkov, kasneje pa so ga avtorica in sodelavci v ZDA razširili na kasnejša razvojna obdobja otroštva, mladostništva in odraslosti (Evans in Rothbart, 2007; Putnam, Garstein in Rothbart 2006; Putnam, Jacobs, Gartstein in Rothbart, 2010; Putnam in Rothbart, 2006).

Analiza psihometričnih značilnosti merskih pripomočkov za ocenjevanje temperamenta v posameznih razvojnih obdobjih je pripeljala do ugotovitve, da struktura temperamenta v vsakem izmed razvojnih obdobjih pokriva več specifičnih temperamentalnih potez, ki se hierarhično združujejo v tri nadredne (robustne) dimenzije temperamenta: *živabnost*, *negativno čustvovanje* in *prizadegli nadzor* (Ellis in Rothbart, 2001; Putnam idr., 2006; Rothbart in Bates, 2006; Simonds, 2006). Analiza strukture temperamenta je v srednjem otroštvu pokazala še četrto nadredno potezo *družabnost/pripadnost* (tj. otrokova želja po bližini z drugimi; Simonds, 2006), v mladostništvu *povezanost* (tj. intimnost, povezovanje in odzivnost v medosebnih odnosih; Ellis in Rothbart, 2001) in odraslosti *usmerjeno občutljivost* (tj. zaznavanje šibkih dražljajev v okolju s pridruženo čustveno sestavino; Evans in Rothbart, 2007). Temperamentna dimenzija *živabnost* predstavlja posameznikove težnje k doživljanju pozitivnih čustev ter približevanju socialnemu okolju (Ellis in Rothbart, 2001; Shiner in DeYoung, 2013). V zgodnjem mladostništvu odraža medosebne razlike v iskanju dražljajev (Capaldi in Rothbart, 1992) in vključuje specifične poteze *zadovoljstvo ob močnih dražljajih* (tj. zadovoljstvo ob izvajanju dejavnosti, ki vključujejo visoko intenzivnost ali novost), odsotnost *strahu* (tj. čustvo, povezano s pričakovanjem stiske ali bolečine) in odsotnost *socialne plašnosti* (tj. vedenjska zavrtost, zadržanost v medosebnih situacijah) (Ellis in Rothbart, 2001). *Živabnost* se povezuje tako s pozitivnimi kot negativnimi psihosocialnimi izidi otrok in mladostnikov, kot sta nižja raven težav ponotranjenja (npr. tesnoba, depresivnost, somatske težave) in višja raven težav pozunanjenja (npr. agresivno in tvegano vedenje, vandalizem) (Oldehinkel, Hartman, De Winter, Veenstra in Ormel, 2004; Wang idr., 2016) ter predstavlja biološko podstat osebnostne poteze ekstravertnost (Rothbart idr., 2000). *Negativno čustvovanje* kot temperamentno dimenzijo opredeljuje težnja posameznika k izražanju strahu, jeze, žalosti ali drugih oblik psihološkega distresa in se konceptualno prekriva z osebnostno lastnostjo *nevrotičizem* (Clark in Watson, 2008; Shiner in DeYoung, 2013). *Negativno čustvovanje* odraža medosebne razlike v moči negativnih čustev in načinih spoprijemanja z njimi: posamezniki z visoko izraženim negativnim čustvovanjem so v splošnem bolj občutljivi za neugodne učinke okolja in se težko soočajo z razočaranji (Rothbart, Ahadi, Hershey in Fisher, 2001).

V zgodnjem mladostništvu negativno čustvovanje vključuje specifične temperamente poteze *frustracija/vznemirjenost* (tj. negativno čustvovanje, povezano z blokado ciljev ali prekinitvijo dejavnosti), *depresivno razpoloženje* (tj. upad razpoloženja, izguba zadovoljstva in zanimanja za dejavnosti) in *agresivnost* (tj. sovražno in agresivno vedenje, usmerjeno proti predmetu ali osebi, neposredno in posredno besedno nasilje, sovražni odzivi) (Ellis in Rothbart, 2001). Negativno čustvovanje, negativno razpoloženje, izguba zanimanja in veselja v dejavnostih se pri zgodnjih mladostnikih povezujejo s težavami ponotranjenja (Muris, Meesters in Blijlevens, 2007; Wang idr., 2016), medtem ko se sovražno in agresivno vedenje povezujeta s težavami pozunanjenja (Nigg, 2006).

Prizadevni nadzor se pri otrocih in mladostnikih nanaša na sposobnost ohranjanja pozornosti, vztrajanja pri nalogah in doživljanja zadovoljstva ob šibkih dražljajih ter se konceptualno prekriva z osebnostno lastnostjo vestnost (Rothbart in Bates, 2006; Shiner in DeYoung, 2013). *Prizadevni nadzor* deluje pod vplivom izvršilnih funkcij, ki posamezniku omogočajo zavreti prvotni impulz in izbrati situacijsko ustrežnejšega (Clark in Watson, 2008). V zgodnjem mladostništvu vključuje specifične poteze *inhibitorni nadzor* (tj. sposobnost zavreti neprimeren odziv ali dejanje), *nadzor dejavnosti* (tj. sposobnost izvedbe izbranega dejanja, kljub močni težnji po izogibanju le temu) in *pozornost* (tj. sposobnost usmerjanja pozornosti ali preusmerjanja pozornosti z enega objekta ali naloge na drugega oziroma drugo). *Prizadevni nadzor* ima pomembno vlogo v psihosocialnem razvoju mladostnikov; nizka raven sposobnosti odloga zadovoljitve se skupaj z negativnim čustvovanjem povezuje s težavami pozunanjenja, kot sta agresivno ter prestopniško vedenje (Clark, Donnellan, Robins in Conger, 2016; Ellis, 2002).

V strukturi temperamenta zgodnjih mladostnikov se je v ZDA pokazala še četrta splošna temperamentna dimenzija, tj. *povezanost*. Nanaša se na vedenjske vzorce čustvene komunikacije, intimnosti in odzivnost v medosebnih odnosih. Vključuje specifične temperamentne poteze *povezovanje z drugimi* (tj. želja po bližini z drugimi, naklonjenih medosebnih odnosih, neodvisno od družabnosti in plašnosti), *zaznavna občutljivost* (tj. zaznava šibkih, komaj opaznih dražljajev v okolju, neodvisno od zaznavnih sposobnosti) in *zadovoljstvo ob šibkih dražljajih* (tj. količina zadovoljstva, ki je povezana z dejavnostmi nizke intenzitete, ravni, zapletenosti in novosti). *Povezanost* ima pomembno vlogo še posebej v vrstniških in ljubezenskih odnosih (Ellis in Rothbart, 2001).

Rezultati preteklih raziskav (npr. Ellis in Rothbart, 2001; Else-Quest idr., 2006; Muris in Meesters, 2009; Sooyeon, Brody in Murry, 2003) so podprli pomembne razlike v ravni izraženosti specifičnih temperamentnih potez in nadrednih dimenzij med zgodnjimi mladostniki in mladostnicami. Mladostnice v splošnem poročajo o višji ravni *povezovanja z drugimi, strahu, zadovoljstva ob šibkih dražljajih* in *socialne plašnosti*, medtem ko mladostniki poročajo o višji ravni *dejavnosti* in *zadovoljstvu ob močnih dražljajih* (Muris in Meesters, 2009). Za mladostnice je značilno tudi učinkovitejše *uravnavanje pozornosti* (Sooyeon idr., 2003), inhibitornega nadzora (Else-Quest idr., 2006) in *nadzora dejavnosti* (Muris in Meesters, 2009). Majhne do zmerne razlike med spoloma se pojavljajo še pri *zaznavni občutljivosti*, ki je višje izražena pri mladostnicah. Po mnenju razvojne psihologinje Else-Quest in sodelavcev (2006) mladostnice ustrežneje zaznajo šibke dražljaje in se močneje zavedajo subtilnih sprememb v okolju kot mladostniki. Podobno kažejo izsledki sodobnih raziskav temperamenta zgodnjih mladostnikov; španske mladostnice so izražale višjo raven *povezovanja z drugimi, zadovoljstva ob nizko intenzivnih dražljajih, socialne plašnosti* in *nadzora dejavnosti*, medtem ko so mladostniki poročali o v višji ravni *zadovoljstva ob močnih dražljajih* (Viñas, González, Gras, Jane in Casas, 2015). Tudi rezultati raziskave s kitajskimi zgodnjimi mladostniki so pokazali višjo izraznost *prizadevnega nadzora, povezanosti, negativnega čustvovanja* in *socialne plašnosti* pri mladostnicah ter višjo izraznost *živahnosti* in *agresivnosti* pri mladostnikih (Zhang, Shen in Gao, 2008). Kljub pomembnim razlikam med spoloma v izraznosti specifičnih temperamentnih potez pa so te majhne in nedosledne. Na podlagi nedoslednih ugotovitev raziskovalci predlagajo preučevanje spola kot moderatorske spremenljivke v odnosu med temperamentom in psihosocialnimi izidi. Tako je lahko v kontekstu interakcij posameznikov z vrstniki istega spola povezanost med prizadevnim nadzorom in socialno kompetentnostjo v izobraževalnem kontekstu različna za mladostnice in mladostnike. Nižja raven prizadevnega nadzora je, recimo, lahko problematična za razvoj socialne kompetentnosti; pri tem so učinki za fante odvisni od njihovih medosebnih interakcij v vrstniški skupini ter se pogosto povezujejo z dominantnimi in agresivnimi vedenjskimi vzorci. Pri dekletih pa prizadevni nadzor spodbuja socialno kompetentnost, ne glede na spolno sestavo njihove vrstniške skupine (npr. Fabes, Martin, Hanish, Anders in Madden-Derdich, 2003).

Za namene ocenjevanja izraznosti specifičnih potez in nadrednih dimenzij temperamenta so raziskovalci v ZDA za razvojno obdobje zgodnjega mladostništva razvili Vprašalnik temperamenta za zgodnje mladostnike (ang. *Early Adolescent Temperament Questionnaire*; EATQ; Capaldi in Rothbart, 1992), ki je bil kasneje revidiran z namenom bolj zanesljivega ocenjevanja temperamentalnih značilnosti (Ellis in Rothbart, 2001). Vprašalnik EATQ-R-SF v naboru merskih pripomočkov za ocenjevanje temperamenta v različnih razvojnih obdobjih predstavlja prvo obliko samoocene in pomembno dopolnilo starševski ali učiteljevi oceni mladostnikovih temperamentalnih značilnosti.

Namen

V Sloveniji je bila za ocenjevanje temperamenta prevedena, prilagojena in v literaturi dokumentirana zgolj kratka različica Vprašalnika o vedenju malčkov (ang. *The Early Childhood Behavior Questionnaire – Short Form*; ECBQ-SF; Putnam idr., 2010), ki se je izkazala kot zanesljiva mera malčkovega temperamenta (Stropnik in Zupančič, 2014). Čeprav so se vprašalniki za ocenjevanje temperamentnih potez v kasnejših razvojnih obdobjih (npr. srednje otroštvo, zgodnje mladostništvo) v prevodu že uporabili pri nas, njihove merske značilnosti niso bile sistematično raziskane. Namen pričujoče raziskave je preveriti psihometrične značilnosti kratke različice Vprašalnika temperamenta za zgodnje mladostnike (ang. *Early Adolescent Temperament Questionnaire – Revised – Short Form*; EATQ-R-SF; Ellis in Rothbart, 2001). EATQ-R-SF smo v soglasju z avtoricama prevedli in prilagodili za slovensko jezikovno ter kulturno okolje. Z uporabo konfirmatornega pristopa smo želeli preveriti faktorsko strukturo EATQ-R-SF in notranjo zanesljivost posameznih temperamentalnih podlestvic ter nadrednih dimenzij. Pričakovali smo, da bomo štiridimenzionalno strukturo z 12 specifičnimi faktorji podprli tudi pri slovenskih zgodnjih mladostnikih. Nadalje smo želeli preveriti razlike med spoloma v izraznosti specifičnih potez in nadrednih temperamentalnih dimenzij. Pri tem smo predpostavili, da se bodo mladostnice višje ocenile pri potezah (podlestvicah) *povezovanje z drugimi*, *strah*, *zadovoljstvo ob šibkih dražljajih*, *raznurna občutljivost* in *socijalna plašnost* ter pri dimenzijah *povezanost in prizadevni nadzor*, medtem ko se bodo mladostniki višje ocenili pri potezi (podlestvici) *zadovoljstvo ob močnih dražljajih* in dimenziji *živahnost*.

Metoda

Vzorec

Vzorec vključuje 238 zgodnjih mladostnikov, ki so v času raziskave obiskovali 6., 7. ali 8. razred osnovnih šol iz Podravske in Pomurske regije. Stari so bili od 11 let in 5 mesecev do 14 let in 6 mesecev ($M = 12,4$ let, $SD = 8$ mesecev), deklet je bilo 128 (53,8 %) in fantov 110 (46,2 %).

Pripomoček

Vprašalnik temperamenta za zgodnje mladostnike – kratka oblika (EATQ-R-SF; Ellis in Rothbart, 2001) vključuje 65 postavk, ki se nanašajo na različne značilnosti temperamenta, na primer živahnost, pozornost, različne vrste čustvovanja, zaznavno občutljivost in podobno. Avtorici navajata, da se pri vzorcih mladostnikov v ZDA postavke združujejo v 12 podlestvic, na podlagi katerih lahko sklepamo na raven izraznosti specifičnih temperamentalnih potez (*zadovoljstvo ob močnih dražljajih, strah* (obratno vrednotenje), *socialna plašnost* (obratno vrednotenje), *depresivno razpoloženje, frustracija/vznemirjenost, agresivnost, inhibitorni nadzor, pozornost, nadzor dejavnosti, zadovoljstvo ob šibkih dražljajih, zaznavna občutljivost, povezovanje z drugimi*). Podlestvice se dalje združujejo v štiri nadredne temperamentalne dimenzije: *živahnost, negativno čustvovanje, prizadevni nadzor in povezanost*. Mladostniki na postavke odgovarjajo s pomočjo 5-stopenjske lestvice pogostosti, pri čemer 1 pomeni »skoraj nikoli ne drži zame« in 5 »skoraj vedno drži zame«. Določene postavke vrednotimo obrnjeno. Skupni dosežek pri posamezni podlestvici predstavlja povprečno vrednost odgovorov na postavke, ki sestavljajo podlestvico. (Če udeleženec izpusti določeno postavko, jo izpustimo iz izračuna povprečja.) Skupni dosežek pri vsaki nadredni temperamentalni dimenziji predstavlja povprečje vsote rezultatov pri pripadajočih podlestvicah. Rezultat pri podlestvicah *strah* in *socialna plašnost* (nadredna dimenzija *živahnost*) vrednotimo obrnjeno. EATQ-R-SF se je v izvorni raziskavi pokazal kot primerno notranje zanesljiv, pri čemer koeficienti alfa za merjenje zanesljivosti dimenzij znašajo med 0,65 in 0,82 (Ellis in Rothbart, 2001). Prevod in priredbo vprašalnika smo opravili na Oddelku za psihologijo Filozofske fakultete Univerze v Ljubljani.

Postopek

Pričujoča raziskava je bila odobrena s strani Komisije za etiko Filozofske fakultete Univerze v Ljubljani (št. odločbe 153-2019, 4. 3. 2019). S postopkom dvojnega prevoda v slovenščino in vzratnim prevodom smo želeli zagotoviti vsebinsko enakost z izvirnim EATQ-R-SF. Prevod vprašalnika sta neodvisno izvedli dve psihologinji, vzratni prevod pa je opravila psihologinja, ki deluje v angleško govoreči državi. Prevod smo primerjali z izvirnim EATQ-R-SF in uskladili majhna vsebinska neskladja. Pred izvedbo raziskave smo pri petih zgodnjih mladostnikih individualno preverili razumevanje trditev. Posamezno trditev smo mladostniku prebrali, preverili jasnost in razumljivost ter ga prosili, da jo razloži s svojimi besedami. Na podlagi pridobljenih opažanj smo pripravili končno različico vprašalnika. Priprava na izvedbo raziskave in zbiranje podatkov na petih osnovnih šolah Podravske in Pomurske regije sta potekala v prvi polovici leta 2019. Po pridobljenem soglasju osnovnih šol za sodelovanje smo učencem 6., 7. in 8. razreda razdelili obveščena soglasja za starše. V raziskavo smo vključili zgodnje mladostnike s pridobljenim informiranim soglasjem staršev za sodelovanje, sočasno pa smo pridobili tudi ustno soglasje mladostnikov. Sodelujoči mladostniki so vprašalnike izpolnjevali med razredno uro v obliki papir-svinčnik, za kar so potrebovali približno 15 minut, zagotovili smo jim tudi anonimnost.

Statistična obdelava podatkov

Analizo podatkov smo izvedli s pomočjo programov IBM SPSS 22.0 in Mplus 8.0 (Muthén in Muthén, 1998–2017). Na osnovi odgovorov na postavke smo izračunali dosežke pri 12 podlestvicah (specifičnih temperamentnih potezah), te smo pa v nadaljnjem koraku združili v štiri hierarhično nadredne temperamentne dimenzije. V statističnem programu IBM SPSS 22.0 smo preverili normalnost porazdelitve vseh podlestvic in izračunali opisne statistike. Konfirmatorno faktorsko analizo (KFA) smo izvedli v programu Mplus 8 (Muthén in Muthén, 1998–2017) z uporabo MLR (ang. *Maximum Likelihood: Robust Standard Errors*) cenilke parametrov, ki je v Mplusu privzeta cenilka za podatke, katerih porazdelitev odstopa od normalne. Pri odločanju o ustreznosti prileganja modelov smo uporabili mere χ^2 , RMSEA (ang. *Root Mean Square Error of Approximation*), CFI (ang. *Comparative Fit Index*) in TLI (ang. *Tucker Lewis Index*) s sledečimi mejnimi vrednostmi: RMSEA < 0,06; CFI in TLI > (ali blizu) 0,95 (Hu in Bentler, 1999). Zanesljivost specifičnih temperamentnih podlestvic in nadrednih dimenzij smo ocenili z McDonaldovim koeficientom omega (ω) in

Cronbachovim koeficientom zanesljivosti alfa (α). McDonaldov koeficient omega smo izračunali v programu JASP 0.11.1.0. Manjkajoče vrednosti so se pojavile pri 17 % udeležencev, vendar je bil delež manjkajočih podatkov nižji od 10 %, zaradi česar nismo izločili nobenega udeleženca iz nadaljnjih analiz. Navedene statistične analize smo izvedli s podatki 238 mladostnikov (na ravni značilnosti $\alpha = 5\%$).

Rezultati

Konfirmatorna faktorska analiza

S konfirmatorno faktorsko analizo drugega reda (KFA) smo preverili pripadnost merjenih spremenljivk obravnavanim konstruktom. Podatki slovenskega vzorca zgodnjih mladostnikov se niso zadovoljivo prilegali predpostavljenemu štirifaktorskemu modelu temperamenta (Ellis, 2002) ($\chi^2(48) = 298,32; p = 0,000$; RMSEA = 0,148, 90 % IZ [0,132–0,164]; CFI = 0,63; TLI = 0,49). Zaradi negativne rezidualne variance spremenljivke *pozornost*, smo varianco te spremenljivke fiksirali na 0 (Byrne, 2012) in ponovno izvedli KFA. Tudi ta model je statistično pomembno odstopal od podatkov ($\chi^2(49) = 292,63; p = 0,000$), pomembne razlike v izboljšanju indeksov prileganja ni bilo moč opaziti: RMSEA = 0,145, 90 % IZ [0,129–0,161]; CFI = 0,64; TLI = 0,51. Standardizirane faktorske uteži (λ) so v povprečju znašale od 0,25 do 0,71, pri čemer so bile problematične predvsem nasičenosti spremenljivk *socialna plašnost* (obratno vrednoteno; $M(\lambda) = 0,13$); *agresivnost* ($M(\lambda) = 0,09$); *inhibitorni nadzor*, ($M(\lambda) = 0,09$) in *zadovoljstvo ob močnih dražljajih* ($M(\lambda) = 0,01$). Zaradi nezadovoljivega prileganja štirifaktorskega modela podatkom, ki je lahko posledica drugačne faktorske strukture ali nizke zanesljivosti posameznih spremenljivk (Sooyeon idr., 2003), smo nekoliko drugače razvrstili podlestvice EATQ-R-SF v tri nadredne temperamentne dimenzije, tj. kot ga je avtorica vprašalnika priporočila pet let po objavi revidirane oblike EATQ (Ellis, 2007, v Snyder idr., 2015). Struktura temperamenta zgodnjih mladostnikov naj bi tako vključevala tri nadredne temperamentne dimenzije z 11 specifičnimi potezami (podlestvicami): *prizadevni nadzor* (vključuje podlestvice *pozornost*, *nadzor dejavnosti* in *inhibitorni nadzor*), *negativno čustvovanje* (tvorijo ga podlestvice *agresivnost*, *strah*, *frustracija/vznemirjenost* ter *socialna plašnost*) in *pozitivno čustvovanje* (sestavljajo ga podlestvice *zadovoljstvo ob močnih dražljajih*, *zadovoljstvo ob šibkih dražljajih*, *zaznavna občutljivost* in *povezovanje z drugimi*).

V prvem koraku smo preverili ujemanje enofaktorskega modela za posamezno podlestvico, pri čemer smo iz nadaljnjih analiz (tj. KFA drugega reda) izločili postavke, ki so bile pre nizko nasičene s posameznim faktorjem ($\lambda < 0,30$) (Kline, 2010). Postavke, ki smo jih izločili iz nadaljnjih analiz, so 38R ($\lambda = 0,29$), 43R ($\lambda = 0,15$), 10R ($\lambda = 0,21$), 58 ($\lambda = 0,28$), 60 ($\lambda = 0,16$) in postavka 64 ($\lambda = 0,25$). Ohranjene postavke (tabela 1) imajo ustrezno visoke faktorске uteži na predpostavljene faktorju (podlestvici), vrednosti mer RMSEA, CFI, TLI, SRMR in χ^2 za posamezne temperamentne podlestvice pa v splošnem kažejo zadovoljivo prileganje podatkov obravnavanim modelom (tabela 2).

Pri faktorških modelih podlestvic, ki niso dosegli zadovoljivega prileganja, smo pregledali modifikacijske indekse in dopustili korelacijo napak med postavkami, dokler nismo dosegli zadovoljivega prileganja podatkov obravnavanemu modelu (npr. Mueller in Hancock, 2008). Povezanost napak smo dopustili med postavko 34 R (*V šoli težko preklapim od enega učnega predmeta k drugemu.*) in postavko 59 (*Kadar mi kdo razlaga, kako naj nekaj naredim, ga pozorno poslušam.*). Obe postavki eksplicitno ocenjujeta raven ohranjanja pozornosti. Povezanost napak smo dopustili tudi med postavkama 35 (*Skerbi me za mojo družino, kadar nismo skupaj.*) in 51 (*Skerbi me, da bi moji starši umrli ali me zapustili.*). Z njima ocenjujemo izraženost temperamentne poteze strah in se pomensko v precejšnji meri prekrivata, predvsem glede strahu ali negotovosti pred izgubo bližnjega.

Pri podlestvici *inhibitorni nadzor* je bil model natanko identificiran (saturiran), zaradi česar preverjanje prileganja modela ni mogoče. Kot problematična se je pokazala podlestvica zadovoljstvo ob močnih dražljajih ($\chi^2(9) = 48,465$; $p = 0,00$; RMSEA = 0,136, 90 % IZ [0,100–0,174]; CFI = 0,75; TLI = 0,59; SRMR = 0,08), pri kateri bi izločitev pre nizko nasičenih postavk (tj. štiri od šestih) lahko vodila k neidentificiranemu modelu. V zadnjem koraku konfirmatorne faktorске analize smo preverili ujemanje modela na ravni hierarhično nadrednih temperamentnih dimenzij (*prižadevni nadzor*, *negativno čustvovanje* in *pozitivno čustvovanje*), pri čemer smo skladno z analizami drugih študij (npr. Snyder idr., 2015) dopustili vzajemno povezanost med lestvicami. Tudi na ravni nadrednih dimenzij vrednosti mer RMSEA, CFI, TLI, SRMR in χ^2 v splošnem kažejo zadovoljivo prileganje podatkov obravnavanim modelom (tabela 2).

Tabela 1: Faktorske uteži pri konfirmatorni faktorski analizi za postavke EATQ-R-SF.

Podlestvica	Postavka	λ	SE (λ)	t	p
	7R	0,37	0,10	3,50	< 0,001
	18R	0,37	0,09	4,02	< 0,001
Nadzor dejavnosti	30	0,58	0,07	7,96	< 0,001
	39	0,48	0,08	5,87	< 0,001
	49R	0,61	0,09	7,13	< 0,001
	1	0,55	0,09	6,42	< 0,001
	34R	0,47	0,08	5,85	< 0,001
Pozornost	41	0,30	0,09	3,41	≤ 0,001
	59	0,61	0,10	6,16	< 0,001
	61R	0,55	0,06	8,47	< 0,001
	14	0,36	0,10	3,71	< 0,001
Inhibitorni nadzor	26R	0,63	0,15	4,05	< 0,001
	63R	0,55	0,16	3,55	< 0,001
	5	0,80	0,04	17,38	< 0,001
	9	0,52	0,06	8,57	< 0,001
Agresivnost	13	0,64	0,05	11,93	< 0,001
	22	0,62	0,05	12,56	< 0,001
	50	0,61	0,07	8,81	< 0,001
	32	0,40	0,08	4,68	< 0,001
	35	0,41	0,09	4,75	< 0,001
Strah	40	0,70	0,08	8,44	< 0,001
	46	0,48	0,08	5,76	< 0,001
	51	0,50	0,09	5,73	< 0,001
	57	0,43	0,07	5,82	< 0,001
	25	0,58	0,07	8,50	< 0,001
	36	0,58	0,07	8,97	< 0,001
Frustracija/vznemirjenost	47	0,47	0,08	6,21	< 0,001
	56	0,56	0,08	7,10	< 0,001
	62	0,45	0,08	5,64	< 0,001
	8	0,65	0,05	12,67	< 0,001
Socialna plašnost	15	0,35	0,07	5,09	< 0,001
	45	0,87	0,05	16,73	< 0,001
	53R	0,66	0,07	9,93	< 0,001
	4	0,42	0,07	6,25	< 0,001
Zadovoljstvo ob šibkih dražljajih	16	0,75	0,05	13,90	< 0,001
	23	0,50	0,06	8,56	< 0,001
	33	0,70	0,05	15,24	< 0,001
	65	0,82	0,04	21,26	< 0,001
	6	0,66	0,07	8,99	< 0,001
Zaznavna občutljivost	12	0,55	0,08	6,76	< 0,001
	21	0,59	0,07	8,33	< 0,001
	24	0,50	0,08	6,37	< 0,001
	17	0,43	0,07	5,90	< 0,001
	27	0,62	0,07	8,90	< 0,001
Povezovanje z drugimi	31	0,56	0,08	7,30	< 0,001
	44	0,52	0,08	6,34	< 0,001
	54	0,37	0,08	4,70	< 0,001

Opomba. λ = standardizirana faktorska utež za ustrezno podlestvico, SE = standardna napaka, $t = \lambda/SE(\lambda)$, p = vrednost p za dvostranski test.

Na osnovi predhodno izločene podlestvice *zadovoljstvo ob močnih dražljajih* smo nadredno dimenzijo *pozitivno čustvovanje* obravnavali kot skupek podlestvic *zadovoljstvo ob šibkih dražljajih*, *zaznavna občutljivost* in *povezovanje z drugimi*. Prileganje celotnega modela je zadovoljivo, $\chi^2(1016) = 1473,392$; $p = 0,00$; RMSEA = 0,043, 90 % IZ [0,039–0,048]; CFI = 0,81; TLI = 0,80; SRMR = 0,08, povezanost med tremi nadrednimi dimenzijami je nizka do srednje visoka (korelacija med dimenzijama prizadevni nadzor in negativno čustvovanje znaša $-0,60$, med dimenzijama prizadevni nadzor in pozitivno čustvovanje $0,35$ in med dimenzijama negativno čustvovanje in pozitivno čustvovanje $-0,17$).

V eni izmed zadnjih študij so raziskovalci (Snyder idr., 2015) pri preučevanju strukture temperamenta uporabili bifaktorski pristop, saj z njim lahko dobro pojasnimo nadredno strukturo temperamentnih ali osebnostnih lastnosti. V pričujoči raziskavi smo prav tako poskusili uporabiti tovrstni pristop, vendar kažejo rezultati slabše prileganje podatkov za nadredne temperamentne dimenzije (*prizadevni nadzor*: $\chi^2(53) = 111,068$; $p = 0,00$; RMSEA = 0,068, 90 % IZ [0,050–0,086]; CFI = 0,88; TLI = 0,82, SRMR = 0,06; *negativno čustvovanje*: $\chi^2(150) = 236,423$; $p = 0,000$; RMSEA = 0,049, 90 % IZ [0,037–0,061]; CFI = 0,91; TLI = 0,89, SRMR = 0,08; *pozitivno čustvovanje*: $\chi^2(63) = 60,110$; $p = 0,580$; RMSEA = 0,000, 90 % IZ [0,000–0,036]; CFI = 1,00; TLI = 1,01, SRMR = 0,04) v primerjavi z rezultati konfirmatorne faktorске analize drugega reda (tabela 2).

Preverili smo tudi zanesljivost temperamentnih podlestvic in nadrednih dimenzij, pri čemer smo uporabili McDonaldov koeficient zanesljivosti omega (ω) in Cronbachov koeficient zanesljivosti alfa (α) (tabela 3). Vrednosti se za celoten vzorec gibljejo med 0,44 in 0,78, pri čemer vse tri nadredne dimenzije EATQ-R-SF dosegajo ustrezno zanesljivost za namene validacijske raziskave ($\alpha > 0,70$; Nunnally in Bernstein, 1994). Podobno kot rezultati izvirne različice EATQ-R-SF (Ellis, 2002) se večina koeficientov zanesljivosti za temperamentne podlestvice giblje pod 0,70. Ocena zanesljivosti ni zadovoljiva pri podlestvici *inhibitorni nadzor* ($\omega = 0,49$), kar je posledica najnižjega možnega števila postavk, ki še lahko tvorijo podlestvico.

Tabela 2: Indeksi prileganja za specifične temperamentne podlestvice in nadredne temperamentne dimenzije.

	RMSEA [90 %	CFI	TLI	SRMR	χ^2 (df)	<i>p</i>
Prizadevni nadzor	0,051[0,032;	0,90	0,87	0,06	99,326	<
Nadzor dejavnosti	0,095 [0,044;	0,87	0,75	0,05	15,730 (5)	<
Pozornost	0,000 [0,000;	1,00	1,01	0,02	3,633 (4)	<
Inhibitorni nadzor	–	–	–	–	–	–
Negativno čustvovanje	0,042 [0,029;	0,92	0,91	0,07	233,954	<
Agresivnost	0,078 [0,021;	0,97	0,94	0,03	12,250 (5)	<
Strah	0,070 [0,019;	0,95	0,90	0,03	16,836 (8)	<
Frustracija/vznemirjenost	0,047 [0,000;	0,98	0,96	0,03	7,585 (5)	<
Socialna plašnost	0,000 [0,000;	1,00	1,01	0,02	1,627 (2)	<
Pozitivno čustvovanje	0,024 [0,000;	0,98	0,98	0,05	83,957	<
Zadovoljstvo ob šibkih	0,000 [0,000;	1,00	1,00	0,02	4,891 (5)	<
Zaznavna občutljivost	0,034 [0,000;	0,99	0,98	0,02	2,539 (2)	<
Povezovanje z drugimi	0,000 [0,000;	1,00	1,02	0,02	4,181 (5)	<

Opomba. Vrednosti znotraj oglatih oklepajev pri meri RMSEA predstavljajo meje 90-odstotnega intervala zaupanja [spodnja meja, zgornja meja].

Tabela 3: Mere zanesljivosti za specifične podlestvice in nadredne dimenzije temperamenta.

	ω	α
Prizadevni nadzor	0,76 [3]	0,77 [3]
Nadzor dejavnosti	0,56 [5]	0,60 [5]
Pozornost	0,59 [5]	0,60 [5]
Inhibitorni nadzor	0,49 [3]	0,44 [3]
Negativno čustvovanje	0,71 [4]	0,77 [4]
Agresivnost	0,77 [5]	0,78 [5]
Strah	0,66 [6]	0,67 [6]
Frustracija/vznemirjenost	0,66 [5]	0,66 [5]
Socialna plašnost	0,73 [4]	0,72 [4]
Pozitivno čustvovanje	0,79 [3]	0,80 [3]
Zadovoljstvo ob šibkih dražljajih	0,78 [5]	0,78 [5]
Zaznavna občutljivost	0,66 [4]	0,66 [4]
Povezovanje z drugimi	0,61 [5]	0,61 [5]

Opomba. ω = McDonalddov koeficient omega; α = Cronbachov koeficient alfa (α). Vrednosti v oglatih oklepajih predstavljajo število postavk, ki sestavljajo posamezno podlestvico (z

izločenimi postavkami) oziroma število podlestvica, ki sestavljajo posamezno temperamentno dimenzijo.

Mere opisne statistike in analiza razlik med spoloma v izraznosti temperamentnih značilnosti

V tabeli 4 predstavljamo mere opisne statistike za celoten vzorec in glede na spol ter analizo razlik med spoloma v ravni izraznosti specifičnih temperamentnih potez in nadrednih dimenzij. Statistično značilne razlike med spoloma so se pojavile v ravni izraznosti *strahu* ($d = 0,62$), *zadovoljstva ob šibkih dražljajih* ($d = 0,40$) in *povezovanja z drugimi* ($d = 0,44$), kjer dosegajo mladostnice višje povprečne vrednosti v primerjavi z mladostniki. Prav tako smo ugotovili statistično značilno višjo izraznost nadredne dimenzije *pozitivno čustvanje* ($d = 0,43$) pri mladostnicah v primerjavi z mladostniki. Učinek spola je pri vseh podlestvica in dimenzijah majhen do srednje velik.

Tabela 4: Mere opisne statistike za specifične podlestvice in nadredne dimenzije temperamenta ter analiza razlik med spoloma.

	<i>M (SD)</i>	<i>M (SD)</i>	<i>M (SD)</i>	<i>t</i>	<i>p</i>
Prizadevni nadzor	3,30 (0,59)	3,32 (0,57)	3,29 (0,60)	0,36	0,719
Nadzor dejavnosti	2,94 (0,76)	2,92 (0,72)	2,95 (0,80)	-0,30	0,762
Pozornost	3,65 (0,65)	3,69 (0,64)	3,62 (0,65)	0,94	0,348
Inhibitorni nadzor	3,32 (0,76)	3,34 (0,78)	3,31 (0,75)	-	-
Negativno čustvanje	2,92 (0,50)	2,86 (0,54)	2,98 (0,46)	-1,82	0,070
Agresivnost	2,39 (0,87)	2,49 (0,90)	2,30 (0,83)	1,71	0,090
Strah	3,17 (0,83)	2,90 (0,85)	3,40 (0,75)	-4,82	0,000
Frustracija/vznemirjenost	3,55 (0,79)	3,53 (0,80)	3,56 (0,77)	-0,34	0,731
Socialna plašnost	2,57 (0,96)	2,50 (0,99)	2,64 (0,94)	-1,06	0,290
Pozitivno čustvanje	3,63 (0,62)	3,49 (0,65)	3,75 (0,56)	-3,39	0,001
Zadovoljstvo ob šibkih	3,37 (0,96)	3,17 (0,94)	3,54 (0,94)	-3,02	0,003
Zaznavna občutljivost	3,62 (0,80)	3,54 (0,88)	3,68 (0,72)	-1,40	0,162
Povezovanje z drugimi	3,91 (0,65)	3,76 (0,70)	4,04 (0,57)	-3,34	0,001

Opomba. $N = 238$, 110 mladostnikov (46,2 %) in 128 mladostnic (53,8 %). Razliko med spoloma pri posameznih podlestvica in nadrednih dimenzijah EATQ-R-SF smo izračunali na ravni $p < 0,05$.

Razprava

V pričujoči raziskavi smo želeli preučiti strukturo in notranjo zanesljivost prevedene ter prilagojene kratke različice Vprašalnika temperamenta za zgodnje mladostnike (EATQ-R-SF, Ellis in Rothbart, 2001), namenjene ocenjevanju temperamenta v zgodnjem mladostništvu.

Z njim preko samoocene mladostnikov ugotavljamo raven izraznosti značilnosti, kot so živahnost, pozornost, različne vrste čustvovanja, zaznavna občutljivost in sestavine samouravnavanja. Dodatno smo želeli preučiti razlike med spoloma v ravni izraznosti specifičnih temperamentnih potez in hierarhično nadrednih temperamentnih dimenzij. Čeprav naše ugotovitve nakazujejo možnost uporabe EATQ-R-SF pri slovenskih zgodnjih mladostnikih v raziskovalne namene, se na osnovi rezultatov pričujoče študije in preteklih študij v tujini (npr. Muris in Meesters, 2009; Viñas idr., 2015; Visser idr., 2007; Zhang idr., 2008) kaže potreba po celostnem izboljšanju merskega pripomočka in načinov statistične obdelave podatkov ter morebitna ponovna opredelitev specifičnih in nadrednih temperamentnih značilnosti.

S pomočjo konfirmatorne faktorске analize drugega reda pri slovenskih mladostnikih nismo pokazali zadovoljivega prileganja podatkov izvirnemu modelu temperamenta iz ZDA, ki v zgodnjem mladostništvu vključuje 12 temperamentnih potez, povezanih v štiri hierarhično nadredne dimenzije: *živahnost*, *negativno čustvovanje*, *prizadevni nadzor* in *povezanost* (Ellis in Rothbart, 2001). Zadovoljivega prileganja tako opredeljenemu modelu niso podprli niti rezultati predhodnih tujih raziskav, ki pretežno nakazujejo ustrežnejše prileganje trifaktorskemu modelu temperamenta z nadrednimi dimenzijami *živahnost* (ali *pozitivno čustvovanje*), *negativno čustvovanje* in *prizadevni nadzor* (npr. Muris in Meesters, 2009; Visser idr., 2007) ali dimenzijami *živahnost* (ali *pozitivno čustvovanje*), *prizadevni nadzor* in *povezanost* (npr. Viñas idr., 2015). Na osnovi teh spoznanj smo se odločili uporabiti trifaktorski model temperamenta, ki ga je avtorica izvirnega vprašalnika predlagala po objavi njegove revidirane oblike in so ga preverili Snyder ter sodelavci (2015). Struktura temperamenta zgodnjih mladostnikov naj bi tako vključevala 10 specifičnih temperamentnih potez, ki se združujejo v tri hierarhično nadredne dimenzije: *prizadevni nadzor* (vključuje *pozornost*, *nadzor dejavnosti* in *inhibitorni nadzor*), *negativno čustvovanje* (s potezami *agresivnost*, *strah*, *frustracija/vznemirjenost* ter *socialna plašnost*) in *pozitivno čustvovanje* (z označevalnimi potezami *zadovoljstvo ob šibkih dražljajih*, *zaznavna občutljivost* in *povezovanje z drugimi*). KFA na ravni podlestitv je v splošnem pokazala zadovoljivo prileganje modela,

čepprav indeksi prileganja za nekatere podlestvice (npr. *nadzor dejavnosti*) niso dosegli priporočenih vrednosti. Iz končnega modela smo izločili podlestvico *zadovoljstvo ob močnih dražljajih*, saj bi opustitev prevelikega števila nizko nasičenih postavk vodila k neidentificiranemu modelu. O nizki nasičenosti postavk podlestvice *zadovoljstvo ob močnih dražljajih* (npr. »*Ne bi se želel udeležiti divjih voženj v doživljajskem parku (vlakec smrti, prosti pad)*«) poročajo tudi Snyder in sodelavci (2015), ki prav tako niso podprli predvidene strukture pozitivnega čustvovanja (kot jo je predlagala avtorica izvirnega vprašalnika). Snyder in sodelavci (2015) tako predlagajo obravnavo lestvice *zadovoljstvo ob močnih dražljajih* kot neodvisnega faktorja, čeprav je s tem vprašljiva veljavnost latentne dimenzije pozitivno čustvovanje, ki jo raziskovalci najpogosteje opredeljujejo kot doživljanje ugodja in pozitivnega vznemirjenja ter iskanje dražljajev.

O nezadovoljivem prileganju podatkov izvirnemu modelu, manjšem številu prepoznanih temperamentnih potez in nadrednih dimenzij (ne glede na rabo dolge ali kratke različice samoocenjevalne oblike EATQ-R) ter vsebinskem prekrivanju postavk, ki maje jasno strukturo vprašalnika, poročajo tudi drugi raziskovalci. Hsu (2011) je pri tajvanskih zgodnjih mladostnikih prepoznal štirifaktorsko strukturo temperameta, medtem ko je Chang (2005) pri kitajskih zgodnjih mladostnikih prepoznal sedem temperamentnih potez s tremi nadrednimi dimenzijami. Visser in sodelavci (2007) so pri nizozemskih zgodnjih mladostnikih prepoznali sedem temperamentnih dimenzij, medtem ko sta Muris in Meesters (2009) pri belgijskih zgodnjih mladostnikih prepoznala devet temperamentnih potez, ki se združujejo v tri nadredne temperamentne dimenzije (brez dimenzije *povezanost*). Podobno ugotavlja tudi Viñas Poch s sodelavci (2015) pri španskih zgodnjih mladostnikih, kjer je bilo najbolj zadovoljivo prileganje modela z osmimi temperamentnimi potezami in tremi nadrednimi dimenzijami.

Z nekoliko drugačnim pristopom je strukturo temperameta zgodnjih mladostnikov preučila Snyder s sodelavci (2015). Predpostavili so, da posamezno temperamentno dimenzijo nasičujeta tako splošen (skupni) faktor kot specifični faktorji. Splošen faktor nasičuje vse, ne nasičuje pa dovolj močno prvotnih faktorjev, ki po drugi strani neodvisno obvladujejo posamezne spremenljivke. Slednje smo preverili tudi v pričujoči raziskavi, vendar je bilo prileganje podatkov trem nadrednim dimenzijam slabše v primerjavi z rezultati konfirmatorne faktorjske analize drugega reda, ki odraža nekoliko prilagojeno združevanje podlestvic v nadredne dimenzije (Ellis, 2007, v Snyder idr., 2015) kot izvorna različica EATQ-R-SF (Ellis, 2002).

Čeprav raziskav z bifaktorskim pristopom k preučevanju temperamenta zgodnjih mladostnikov nismo zasledili, s tovrstnim pristopom raziskovalci dobro pojasnjujejo nadredno strukturo osebnostnih lastnosti pri odraslih (npr. Chen, Hayes, Carver, Laurenceau in Zhang, 2012; Musek, 2011) in psihopatoloških dimenzij pri mladostnikih ter odraslih (npr. Caspi idr., 2014; Tackett idr., 2013). Tovrstni pristop omogoča pregled povezanosti ter odnosa z drugimi preučevanimi spremenljivkami in odpravi napako variance (Snyder idr., 2015).

Zanesljivost nadrednih dimenzij EATQ-R-SF je zadovoljiva za namene preliminarne ali validacijske raziskave, vendar se ocene zanesljivosti podlestvic *inhibitorni nadzor*, *pozornost* in *nadzor dejavnosti* gibljejo pod sprejemljivo vrednostjo 0,60 (De Vellis, 1991). Rezultati analize zanesljivosti v pričujoči študiji so primerljivi z rezultati izvirne EATQ-R-SF (Ellis, 2002) in predhodnih validacijskih študij. O nizki zanesljivosti podlestvic *inhibitorni nadzor* in *pozornost* pri turških zgodnjih mladostnikih poročajo Demirpence in Putnam (2019) ter Viñas Poch s sodelavci (2015), ki pri španskih zgodnjih mladostnikih ugotavljajo nesprejemljivo nizko zanesljivost podlestvice *pozornost*. Do določene mere lahko nizek koeficient zanesljivosti nekaterih podlestvic pričakujemo pri katerem koli vzorcu zgodnjih mladostnikov, saj se notranja skladnost lestvic negativno povezuje s številom postavk, ki jih tvorijo (Gliem in Gliem, 2003). Nižje zanesljivosti podlestvic *inhibitorni nadzor*, *pozornost* in *nadzor dejavnosti* pri slovenskih zgodnjih mladostnikih tako pripisujemo majhnemu številu postavk v pripadajočih podlestvicah. Lahko pa k nizki zanesljivosti prispevajo obratno vrednotene postavke z dvojnimi zanikanjem, ki so v slovenskem jeziku težko razumljive zgodnjim mladostnikom (npr. *Tudi ko se trudim, da ne bi delal tistega, česar ne smem, mi to ne uspe.*), čeprav ima večina povprečno visoke faktorске uteži na predpostavljenem faktorju. Zaradi vprašljive notranje skladnosti omenjenih lestvic je pri preučevanju temperamentalnih potez slovenskih zgodnjih mladostnikov smiselno uporabiti podlestvice dolge različice EATQ-R, ki vključujejo večje število postavk. Kljub nezadovoljivi notranji skladnosti nekaterih temperamentalnih podlestvic, je vprašalnik EATQ-R-SF zanesljiv za uporabo rezultatov v raziskovalne namene pri slovenskih zgodnjih mladostnikih. Smiselno pa je uporabiti le posamezne podlestvice, ki nakazujejo izraznost posameznih temperamentalnih potez in napovedujejo različne psihosocialne izide (npr. socialna kompetentnost, težave ponotranjenja, učna uspešnost) (Al-Hendawi, 2012; Demirpence in Putnam, 2019; Valiente idr., 2013). Nekateri avtorji (npr. Demirpence in Putnam, 2019) priporočajo, da raziskovalci, katerih vprašanja niso izključno vezana na specifične temperamentalne poteze, uporabijo zgolj dosežke na ravni dimenzij.

Slovenske zgodnje mladostnice so se ocenjevale nekoliko višje glede *strahu, zadovoljstva ob šibkih dražljajih* in *povezovanja z drugimi* kot mladostniki, to pa se v določeni meri ujema z ugotovitvami tujih raziskav (npr. Ellis in Rothbart, 2001; Else-Quest idr., 2006; Sooyeon, Brody in Murry, 2003; Muris in Meesters, 2009; Veenstra idr., 2008) in nakazuje kriterijsko veljavnost vprašalnika. Višje povprečne vrednosti zgodnjih mladostnic pri lestvici *strah* so lahko odraz stereotipnega odzivanja drugih na njihovo čustvovanje, saj jih v primerjavi s fanti zaznavajo kot tiste, ki doživljajo ter izražajo več stiske, zadrege, strahu, krivde in žalosti (Brody in Hall, 2000; Plant, Hyde, Keltner in Devine, 2000). Dekleta tudi učinkoviteje zaznavajo šibke dražljaje in se močneje zavedajo subtilnih sprememb v okolju kot fantje (Else-Quest idr., 2006), ključno vlogo pa imajo tudi odzivi odraslih/vrstnikov na vedenje dečkov/fantov, ki so tesno pogojeni z nadzorom in omejevanjem pretiranega izražanja čustev zavrtosti, kot je na primer jok (Brody, 2000). Na ravni nadrednih temperamentnih dimenzij so se slovenske mladostnice ocenile višje pri *pozitivnem čustvovanju* kot mladostniki, kar se ne ujema z ugotovitvami tujih raziskav, v katerih sta se *zadovoljstvo ob močnih dražljajih* in *živahnost* pokazali kot višje izraženi pri fantih (npr. Viñas idr., 2015; Zhang idr., 2008). Takšno neujemanje je lahko posledica izločitve podlestvice zadovoljstvo ob močnih dražljajih pri slovenskem vzorcu. Nenazadnje je treba poudariti, da ugotovitve o razlikah med spoloma niso neposredno primerljive z razlikami v tujih raziskavah, saj smo v pričujoči raziskavi ugotovili drugačno strukturo temperamenta v zgodnjem mladostništvu.

Zaključek

Vprašalnik EATQ-R-SF se je od časa njegovega nastanka ob majhnih strukturnih spremembah izkazal kot uporaben in zanesljiv merski pripomoček v različnih kulturnih okoljih (npr. Hoffmann, Pérez, Garcia, Rojas in Martinez, 2017), vendar je odsotnost enotne faktorske strukture vodila do nedoslednosti v opredelitvi števila specifičnih temperamentnih potez in hierarhično nadrednih dimenzij. Ugotovitve o različnih načinih združevanja specifičnih temperamentnih potez v nadredne dimenzije ovirajo napredek pri razumevanju strukture temperamenta zgodnjih mladostnikov, predvsem pa njegove povezanosti s psihosocialnimi izidi (Snyder idr., 2015).

Na podlagi rezultatov pričujoče študije je smiselno preveriti psihometrične značilnosti dolge različice EATQ-R, pri čemer je ob priredbi merskega pripomočka treba razmisliti o izločitvi ali preoblikovanju obratno vrednotenih postavk z dvojnimi zankanjem, ki so lahko težko razumljive zgodnjim mladostnikom (Muris in Meesters, 2009) in postavk pri podlestvici *zadovoljstvo ob močnih dražljajih* ter *inhibitorni nadzor*, saj sta se izkazali kot najmanj zanesljivi. Ustrezna prilagoditev merskega pripomočka za ocenjevanje potez in nadrednih dimenzij temperamenta zgodnjih mladostnikov je ključnega pomena, predvsem na osnovi spoznanj o vlogi temperamenta v različnih psihosocialnih izidih, kot sta socialno vedenje (socialna kompetentnost, vedenje ponotranjenja in vedenje pozunanjenja; npr. Muris idr., 2007; Wang idr., 2016) in učna uspešnost (Checa, Rodríguez-Bailón in Rueda, 2008).

Zahvala

Raziskovalno delo je bilo izvedeno v okviru programske skupine Uporabna razvojna psihologija (P5-0062), ki jo financira Javna agencija za raziskovalno dejavnost Republike Slovenije iz državnega proračuna.

Summary

We have noticed rapid advances in the field of temperament development in recent decades, which also extended research and the construction of measurement instruments from childhood into adolescence. The study of temperament, early emerging individual differences in reactivity and regulation, which remain relatively stable and persist throughout life, is important, since temperamental traits play an important role in adjustment and other developmental outcomes. However, the use of temperament measurements in Slovenia seems very limited and focused only on children. Thus, we translated and adapted (two independent translations by experts and reverse translation) the Revised Early Adolescent Temperament Questionnaire – Short Form (EATQ-R-SF; Ellis & Rothbart, 2001). The present study aimed to examine its psychometric characteristics and gender differences in mean levels of trait scores on a sample of Slovenian early adolescents. In order to validate the questionnaires, we conducted analyses of data obtained from 238 participants (128 girls, 110 boys), aged from 11.50 to 14.60 years ($M = 12.40$ years, $SD = 8$ months).

They completed a 65-item self-report version of the EATQ-R-SF, assessed along a 5-point Likert scale (1 - almost never true; 5 - almost always true). Since its release, the research has combined the EATQ-R-SF subscales in different ways. We decided to explore the currently recommended model that subsumes the temperament subscales into three higher-order dimensions: (1) *Effortful control* (EC) includes the subscales of *attention*, *activation control*, and *inhibitory control*; (2) *Negative emotionality* (NA) comprises the subscales of *aggression*, *fear*, *frustration* and *shyness* (*depressed mood* is not included), and (3) *Positive emotionality* (PE) consists of the *high intensity pleasure/surgency*, *pleasure sensitivity*, *perceptual sensitivity* and *affiliation* subscales (Ellis, 2007; Snyder et al., 2015). The students filled in the questionnaire during their class time. We conducted confirmatory factor analyses (CFA) separately for each subscale in the first step, and removed the items with low loadings (i.e., items 38R, 43R, 10R, 58, 60, and 64). We examined the modification indices and added correlated residual variance for item-pairs 34R/59 and 35/51 sequentially to improve the model fit. The results showed a satisfactory fit of the models, although the fit indices for some subscales (e.g., activation control) did not reach the recommended values. The second-order CFA (combining subscales into three higher-order dimensions – EC, NE, and PE) showed that the fit results for this model were also satisfactory. We discarded the *high-intensity pleasure/surgency* subscale from the final model (PE dimension) because dropping too many items with low factor loadings would lead to an unidentified model. We also tested bi-factorial models for each dimension, but the results suggested a poorer fit compared to the hierarchical model. The higher-order scales of EATQ-R-SF had an acceptable reliability, although the coefficients for the subscales *inhibitory control*, *attention*, and *activation control* were below the acceptable values. We further analyzed mean level differences in adolescents' temperament traits and dimensions. Girls scored higher on *fear*, *pleasure sensitivity*, and *affiliation* than boys. In contrast to previous research reports, the girls also outperformed the boys with respect to *positive emotionality*, and we found no gender differences in *aggression*, *shyness*, and *frustration*. The results suggest that the EATQ-R-SF is applicable to Slovenian early adolescents and appropriate for research purposes, although it needs further improvement. Due to lower reliability of few temperament subscales, the respective scores require cautious interpretation.

Literatura

- Al-Hendawi, M. (2013). Temperament, school adjustment, and academic achievement: Existing research and future directions. *Educational Review*, 65(2), 177–205.
- Byrne, B. M. (2012). *Multivariate applications series. Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. New York, NY: Routledge/Taylor & Francis Group.
- Brody, L. R. (2000). The socialization of gender differences in emotional expression: Display rules, infant temperament, and differentiation. V A. H. Fischer (ur.), *Gender and emotion: Social psychological perspectives* (str. 24–47). Cambridge, England: Cambridge University Press.
- Brody, L. R. in Hall, J. A. (2000). Gender, emotion, and expression. V M. Lewis in J. M. Haviland-Jones (ur.), *Handbook of emotions: Part IV: Social/personality issues* (2. izd.) (str. 325–414). New York: Guilford Press.
- Capaldi, D. M. in Rothbart, M. K. (1992). Development and validation of an early adolescent temperament measure. *Journal of Early Adolescence*, 12(2), 153–173.
- Caspi, A., Houts, R. M., Belsky, D. W., Goldman-Mellor, S. J., Harrington, H. in Moffitt, T. E. (2014). The p factor: One general psychopathology factor in the structure of psychiatric disorders? *Clinical Psychological Science*, 2(2), 119–137.
- Chang, C. (2005). Temperament in Chinese children: A comparison of gender and self/parental ratings. *Dissertation Abstracts International*, 65(10), 5450 B. (UMI No. 3151097).
- Checa, P., Rodríguez-Bailón, R. in Rueda, M. R. (2008). Neurocognitive and temperamental systems of self-regulation and early adolescents' social and academic outcomes. *Mind, Brain, and Education*, 2(4), 177–187.
- Chen, F. F., Hayes, A., Carver, C. S., Laurenceau, J. P. in Zhang, Z. (2012). Modeling general and specific variance in multifaceted constructs: A comparison of the bifactor model to other approaches. *Journal of Personality*, 80(1), 219–251.
- Clark, D. A., Donnellan, M. B., Robins, R. W. in Conger, R. D. (2015). Early adolescent temperament, parental monitoring, and substance use in Mexican-origin adolescents. *Journal of Adolescence*, 41, 121–130.
- Clark, L. A. in Watson, D. (2008). Temperament: An organizing paradigm for trait psychology. V O. P. John, R. W. Robins in L. A. Pervin (ur.), *Handbook of personality: Theory and research* (str. 265–286). New York, NY: The Guilford Press.
- Demirpence, D. in Putnam, S. (2019). Reliability and validity of the self-report version of the Early Adolescent Temperament Questionnaire – Revised (EATQ-R) Short Form in a Turkish sample. *PsyCh Journal*, 9(1), 67–76.
- De Vellis, R. F. (1991). Scale development: Theory and applications. *Journal of Educational Measurement*, 31(1), 79–82.
- Ellis, L. K. (2002). *Individual differences and adolescent psychosocial development* (Neobjavljena doktorska disertacija). Eugene, OR: University of Oregon.
- Ellis, L. K. in Rothbart, M. K. (2001). Revision of the early adolescent temperament questionnaire. Prispevek predstavljen na *Biennial Meeting of the Society for Research in Child Development*, Minneapolis, MN. Minnesota.

- Else-Quest, N. M. (2012). Gender differences in temperament. V M. Zentner in R. L. Shiner (ur.), *Handbook of temperament* (str. 479–496). New York: The Guilford Press.
- Else-Quest, N. M., Hyde, J. S., Goldsmith, H. H. in Van Hulle, C. (2006). Gender differences in temperament: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 132, 33–72.
- Evans, D. E. in Rothbart, M. K. (2007). Development of a model for adult temperament. *Journal of Research in Personality*, 41, 868–888.
- Fabas, R. A., Martin, C. L., Hanish, L. D., Anders, M. C. in Madden-Derdich, D. A. (2003). Early school competence: The roles of sex-segregated play and effortful control. *Developmental Psychology*, 39, 848–858.
- Field, A. (2009). *Discovering statistics using SPSS* (3. izd.). London: Sage Publications Ltd.
- Gliem, J. A. in Gliem, R. R. (2003). Calculating, interpreting, and reporting Cronbach's alpha reliability coefficient for Likert-type scales. Prispevek predstavljen na Midwest Research-to-Practice Conference in Adult, Continuing, and Community Education, Columbus, OH.
- Hu, L. T. in Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.
- Hsu, K. (2011). Psychometric properties of the Revised Early Adolescent Temperament Questionnaire in Taiwanese adolescents. *The International Journal of Educational and Psychological Assessment*, 7(2), 19–33.
- Mueller, R. O. in Hancock, G. R. (2008). *Best practices in structural equation modeling*. Thousand Oaks, CA: SAGE.
- Muthén, L. K. in Muthén, B. O. (1998–2017). *Mplus user's guide* (8. izd.). Los Angeles, CA, ZDA: Muthén & Muthén.
- Muris, P. in Meesters, C. (2008). Reactive and regulative temperament in youths: Psychometric evaluation of the Early Adolescent Temperament Questionnaire-Revised. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 31(1), 7–19.
- Muris, P., Meesters, C. in Blijlevens, P. (2007). Self-reported reactive and regulative temperament in early adolescence: Relations to internalizing and externalizing problem behavior and "Big Three" personality factors. *Journal of Adolescence*, 30(6), 1035–1049.
- Musek, J. (2011). Veliki faktor osebnosti. *Anthropos* 3–4(223–224), 131–152.
- Nigg, J. T. (2006). Temperament and developmental psychopathology. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 47(3–4), 395–422.
- Nunnally, J. in Bernstein, I. (1994). *Psychometric Theory* (3. izd.). New York, NY: McGraw-Hill.
- Oldehinkel, A. J., Hartman, C. A., De Winter, A. F., Veenstra, R. in Ormel, J. (2004). Temperament profiles associated with internalizing and externalizing problems in preadolescence. *Development and Psychopathology*, 16, 421–440.
- Plant, E. A., Hyde, J. S., Keltner, D. in Devine, P. G. (2000). The gender stereotyping of emotions. *Psychology of Women Quarterly*, 24, 81–92.
- Putnam, S. P., Ellis, L. K. in Rothbart, M. K. (2001): The structure of temperament from infancy through adolescence. V A. Elias in A. Angleitner (ur.), *Advances in research on temperament* (str. 165–182). Lengerich: Pabst Science.

- Putnam, S. P., Gartstein, M. A. in Rothbart, M. K. (2006). Measurement of fine-grained aspects of toddler temperament: The early childhood behavior questionnaire. *Infant Behavior and Development*, 29, 386-401.
- Putnam, S. P., Jacobs, J., Gartstein, M. A. in Rothbart, M. K. (2010). Development and assessment of short and very short forms of the Early Childhood Behavior Questionnaire. Prispevek predstavljen na *International Conference on Infant Studies, Baltimore, MD*.
- Putnam, S. P. in Rothbart, M. K. (2006). Development of short and very short forms of the Children's Behavior Questionnaire. *Journal of Personality Assessment*, 87(1), 102-112.
- Rothbart, M. K. (1981). Measurement of temperament in infancy. *Child Development*, 52, 569-578.
- Rothbart, M. K. (2007). Temperament, development, and personality. *Current Directions in Psychological Science*, 16, 207-212.
- Rothbart, M. K., Ahadi, S. A. in Evans, D. E. (2000). Temperament and personality: Origins and outcomes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78, 122-135.
- Rothbart, M. K., Ahadi, S. A., Hershey, K. L. in Fisher, P. (2001). Investigations of temperament at 3-7 years: The Children's Behavior Questionnaire. *Child Development*, 72, 1394-1408.
- Rothbart, M. K. in Bates, J. E. (2006). Temperament. V N. Eisenberg in W. Damon (ur.), *Handbook of child psychology: Vol. 3. Social, emotional, and personality development, 6th edition* (str. 99-166). New York: Wiley.
- Simonds, J. (2006). *The role of reward sensitivity and response: Execution in childhood extraversion*. Neobjavljena doktorska disertacija, University of Oregon.
- Shiner, R. in DeYoung, C. G. (2013). The structure of temperament and personality traits: A developmental perspective. V P. Zelazo (ur.), *Oxford handbook of developmental psychology* (str. 131-141). New York: Oxford University Press.
- Slobodskaya, H. R., Petrenko, E. N., Loginova, S. V., Kornienko, O. S. in Kozlova, E. A. (2019). Relations of child effortful control to personality, well-being and parenting. *International Journal of Psychology*, 55(2), 144-153.
- Snyder, H. R., Gulley, L. D., Bijttebier, P., Hartman, C. A., Oldehinkel, A. J., Mezulis, A., ... Hankin, B. L. (2015). Adolescent emotionality and effortful control: Core latent constructs and links to psychopathology and functioning. *Journal of Personality and Social Psychology*, 109(6), 1132-1149.
- Sooyeon, K., Brody, G. H. in Murry, V. M. (2003). Factor structure of the early adolescent temperament questionnaire and measurement invariance across gender. *The Journal of Early Adolescence*, 23(3), 268-294.
- Stropnik, S. in Zupančič, M. (2014). Temperament malčka – kratka oblika vprašalnika o vedenju malčkov. *Anthropos*, 3-4(235-236), 85-108.
- Tackett, J. L., Lahey, B. B., van Hulle, C., Waldman, I., Krueger, R. F. in Rathouz, P. J. (2013). Common genetic influences on negative emotionality and a general psychopathology factor in childhood and adolescence. *Journal of Abnormal Psychology*, 122(4), 1142-1153.
- Valiente, C., Eisenberg, N., Spinrad, T. L., Haugen, R., Thompson, M. S. in Kupfer, A. (2013). Effortful control and impulsivity as concurrent and longitudinal predictors of academic achievement. *Journal of Early Adolescence*, 33, 946-972.

- Viñas Poch, F., González Carrasco, M., Gras Pérez, E., Ballabriga, C. in Casas Aznar, F. (2015). Psychometric properties of the EATQ-R-SF among a sample of Catalan-speaking Spanish adolescents. *Universitas Psychologica*, 14, 731–742.
- Visser, A., Huijzinga, G. A., Hoekstra, H. J., van der Graaf, W. T. A. in Hoekstra-Weebers, J. E. H. M. (2006). Temperament as a predictor of internalising and externalising problems in adolescent children of parents diagnosed with cancer. *Supportive Care in Cancer*, 15(4), 395–403.
- Wang, F. L., Eisenberg, N., Valiente, C. in Spinrad, T. L. (2015). Role of temperament in early adolescent pure and co-occurring internalizing and externalizing problems using a bifactor model: Moderation by parenting and gender. *Development and Psychopathology*, 28(4pt2), 1487–1504.
- Zentner, M. in Bates, J. (2008). Child temperament: An integrative review of concepts, research programs, and measures. *International Journal of Developmental Science*, 2(1), 7–37.
- Zhang, J. S., Shen, L. X. in Gao, N. (2008) The revision and application of the revision of the Early Adolescent Temperament Questionnaire. *Chinese Mental Health Journal*, 22(6), 439–443.
- Zupančič, M. (2016). *Psibološke teme o razvoju otrok v različnih kulturah*. Ljubljana: i2. Centerkontura.
- Zupančič, M. (2020). Razvoj čustev in temperament ter osebnost v obdobjih dojenčka in malčka. V L. Marjanovič Umek in M. Zupančič (ur.), *Razvojna psihologija. 1. zvezek* (str. 257–286). Ljubljana: Znanstvena založba Filozofske fakultete.

Avtorji

Eva Kranjec

Teaching Assistant, University of Maribor, Faculty of Education, Koroška cesta 160, 2000 Maribor, eva.kranjec@um.si

Asistentka, Univerza v Mariboru, Pedagoška fakulteta, Koroška cesta 160, 2000 Maribor, eva.kranjec@um.si

Maja Zupančič, PhD

Professor, University of Ljubljana, Faculty of Arts, Aškerčeva cesta 2, 1000 Ljubljana, maja.zupancic@ff.uni-lj.si

Redna profesorica, Univerza v Ljubljani, Filozofska fakulteta, Aškerčeva cesta 2, 1000 Ljubljana, maja.zupancic@ff.uni-lj.si

Gregor Sočan, PhD

Associate Professor, University of Ljubljana, Faculty of Arts, Aškerčeva cesta 2, 1000 Ljubljana, gregor.socan@ff.uni-lj.si

Izredni profesor, Univerza v Ljubljani, Filozofska fakulteta, Aškerčeva cesta 2, 1000 Ljubljana, gregor.socan@ff.uni-lj.si