

Psihometrijske karakteristike Skale očekivanja promene u vezi sa psihološkim problemom (PPCES)

Dragan Žuljević¹

Fakultet za pravne i poslovne studije Dr Lazar Vrkatić, Novi Sad

Nikolija Rakočević, Vesna Gavrilov – Jerković

Univerzitet u Novom Sadu, Filozofski fakultet, Odsek za psihologiju

Skala očekivanja promene psiholoških problema PPCES je instrument namenjen proceni klijentovih očekivanja ishoda psihološkog tretmana, baziran na Skali očekivanja promene anksioznosti (ACES; Dozois & Westra, 2005). Očekivanje promene u vezi s psihološkim problemom podrazumeva sistem klijentovih uverenja o posledicama toga što je uključen u neki oblik psihološkog tretmana, odnosno očekivanje poboljšanja stanja podstaknuto učešćem na psihološkom tretmanu. Cilj ovog rada bila je provera osnovnih mernih karakteristika adaptacije skale ACES na srpski jezik, koja je podrazumevala prevod stavki na srpski jezik i promenu sadržaja stavki s ciljem da generalno referišu na psihološki problem zbog kojeg se osoba javila na psihološki tretman. Istraživanje je objedinilo dve studije. U Studiji 1, na uzorku od 171 ispitanika, odnosno klijenata na početku psihološkog tretmana, proverena je interna konzistencija i latentna struktura skale eksplorativnom faktorskom analizom. U Studiji 2, na uzorku od 240 studenata, odnosno učesnika u analognoj studiji, proverena je konstrukt validnost skale metodama konfirmativne faktorske analize. Eksplorativna faktorska analiza je svojim rezultatima sugerisala visoku heterogenost instrumenta. Konfirmativna faktorska analiza je nakon nemogućnosti replikacije originalnog pretpostavljenog modela instrumenta, sugerisala moguće skraćenje sa inicijalnih dvadeset na jedanaest stavki organizovanih u bifaktorski model – specifične faktore optimizam i pesimizam povodom promene, te generalni faktor – očekivanje ishoda tretmana. Adekvatnim korelacijama ukupnog skora instrumenta s merama dispozicionog optimizma, selfefikasnosti i konkurentnom merom očekivanja ishoda tretmana, te adekvatnim korelacijama s merama blagostanja, potvrđena je konvergentna validnost skale. Zaključuje se da je PPCES validan i pouzdan instrument za procenu očekivanja ishoda tretmana, ali je strukturalno homogeniji u formi od 11 stavki u poređenju sa inicijalnom strukturom. Zbog

1 drzuljevic@gmail.com

specifičnosti uzoraka iz obe studije, budućim istraživanjima se sugeriše dodatna provera strukturalne i prediktivne validnosti skale PPCES, naročito na kliničkoj populaciji i homogenijim psihoterapijskim uzorcima.

Ključne reči: Psihometrijske karakteristike, Skala očekivanja promene psiholoških problema, srpski uzorak

Uvod

Interesovanje za klijentova očekivanja ishoda tretmana i način na koji ona utiču na klijentovo stanje, kontinuirano je prisutno među istraživačima još od afirmacije psihoterapije kao naučne discipline primenjene psihologije (npr., Baldwin, 1902). Oko definicije klijentovih očekivanja ishoda tretmana postoji relativno precizan konsenzus autorâ – očekivanja obuhvataju sistem klijentovih prognoza, odnosno uverenja o posledicama u vezi sa učestvovanjem u psihološkom tretmanu (Arnkoff, Glass, & Shapiro, 2002; Constantino, Glass, Arnkoff, Ametrano, & Smith, 2011; Constantino, Penek, Bernecker, & Overtree, 2014; Duncan, Miller, & Sparks, 2004; Greenberg, Constantino, & Bruce, 2006; Ilardi & Craighead, 1994; Wampold & Imel, 2015). Iako se klijentova očekivanja ishoda tretmana već dugo vremena dosledno ističu kao značajan opšti faktor koji utiče na efikasnost psihološkog tretmana (Garfield, 1994; Garfield & Wolpin, 1963; Goldfried, 1980; Goldstein, 1960a, 1960b, 1962; Frank, 1961; Frank & Frank, 1991; Kirsch, 1990; Rosenzweig, 1936), prvi veliki pregled literature i istraživačkih nalaza o relacijama očekivanja klijentova i uspešnosti psiholoških tretmanadaju Arnkoff, Glas i Šapiro (Arnkoff, Glass & Shapiro, 2002) sumirajući opisno nalaze objavljene do 2000. godine. Ti autori pronalaze tek 26 metodološki korektno sprovedenih studija, od kojih 12 studija sugerišu značajnu pozitivnu povezanost očekivanja ishoda tretmana i poboljšanja klijentovog stanja, 7 je studija dalo mešovite nalaze, dokse u 7 studija nalazi relacija koja ne doseže statističku značajnost. Devet godina kasnije, Konstantino i saradnici (Constantino et al., 2011) u svojoj metaanalitičkoj studiji sumiraju nalaze 46 studija koje obuhvataju 253 mere efekta klijentovih očekivanja ishoda tretmana na različite mere promene klijentovog stanja u funkciji psihološkog tretmana. Ti autori nalaze 21%, odnosno ukupno 54 pozitivna efekta, 3%, odnosno ukupno 7 negativnih efekata, dok ostali efekti nisu dosegali kriterijume statističke značajnosti. Matematičkim putem autori dolaze do metaanalitičkog nalaza da je prosečna korelacija očekivanja ishoda psihološkog tretmana i uspeha, odnosno efikasnosti istog tretmana, statistički značajna, ali ipak relativno mala ($r = .12$), što je kompatibilno s malom veličinom efekta ($d = .24$) (Cohen, 1988), te donose zaključak da je izolovanim efektom klijentovog očekivanja ishoda tretmana moguće objasniti u proseku tek 1.45% varijanse tretmanskog ishoda.

Pregledom dostupne literature može se primetiti da postoji relativno visok stepen usaglašenosti među autorima u vezi sa definicijom klijentovih očekivanja ishoda tretmana, kao i u vezi s preciznom distinkcijom tog konstrukta od bliskih ali sadržinski drugačijih konstrukata, poput očekivanja sadržaja tretmana (Norberg, Wetterneck, Sass, & Kanter, 2011), klijentovih preferencija u vezi s tretmanom (Constantino, Ametrano, & Greenberg, 2012; Cooper & Norcross, 2016), te ponajviše generalnih očekivanja poput nade, optimizma i generalizovane selfefikasnosti (Haanstra et al., 2015; Greenberg et al., 2006; Maddux, Sherer, & Rodgers, 1982). Takva usaglašenost, međutim, izostaje kada je u pitanju operacionalizacija i merenje očekivanja ishoda tretmana, što umanjuje mogućnosti komparacije nalaza različitih studija i validnu procenu njihovog značaja u procesu terapijske promene. Pregledom literature primećujemo da su klijentova očekivanja ishoda psihološkog tretmana upitnički operaciolanzovana na razne i veoma heterogene načine. U ranijim studijama procena očekivanja klijenata oslanjala se na projektivne tehnike (Brady, Reznikoff, & Zeller, 1960), opažanje diskrepance između idealnog i opaženog selfa ili tehnike Q-sortiranja (Goldstein, 1960a; Goldstein & Shipman, 1961). Constantino i saradnici u svom metaanalitičkom pregledu primećuju da su u 31 od 46 tada dostupnih studija očekivanja merena primenom instrumenata koji u određenoj meri dovode u pitanje legitimitet dostupnog nalaza. Od mera koje su podržane ranijim psihometrijskim podacima, u 13 studija korišćen je Upitnik kredibiliteta i očekivanja u svoje dve verzije (CEQ; Devilly & Borkovec, 2000) i Inventar pacijentovih prognostičkih očekivanja (PPEI; Martin & Sterne, 1975) u jednoj od dostupnih studija (Constantino et al., 2011). Ista grupa autora (Constantino et al., 2012) u preglednom radu koji, pre svega, ističe nepohodnost praćenja i eventualne manipulacije klijentovim očekivanjima ishoda tretmana, te daje preporuke kliničarima u pogledu unapređenja sopstvene efikasnosti na taj način, navodi četiri instrumenta koja poseduju zadovoljavajuće metrijske karakteristike i adekvatno operacionalizuju očekivanja ishoda tretmana: Inventar pacijentovih prognostičkih očekivanja (PPEI; Martin & Sterne, 1975), Skalu očekivanja u vezi sa savetovanjem (EAC; Tinsley, Workman, & Kass, 1980) i njenu skraćenu verziju (EAC-B; Tinsley & Wescot, 1990), Upitnik kredibiliteta i očekivanja (CEQ; Devilly & Borkovec, 2000), te Milvoki upitnik psihoterapijskih očekivanja (MPEQ; Norberget al., 2011). Međutim, za sve pomenute instrumente, Arnkof i saradnici ističu da oni, u stvari, operacionalizuju ishod tretmana kao efekat konkretnih teorijski specifičnih terapijskih strategija, te da su teško primenjivi na transteorijskom nivou i ukupnoj populaciji psihoterapijskih klijenata, a za procenu očekivanja efekata uobičajenih intervencija iz oblasti prevencije i javnih zdravstvenih usluga gotovo da su neprimenjivi (Arnkoff et al., 2002).

Pokušaj rešenja navedenog problema ponudili su Dozoa i Vestra konstrukcijom Skale očekivanja promene anksioznosti (ACES; Dozois & Westra, 2005)

koja pretenduje da meri izraženost klijentovih očekivanja da će se njihov problem sa anksioznošću umanjiti ili razrešiti kao rezultat psihološkog tretmana. Metrijske karakteristike instrumenta evaluirane su analizama na brojnim ne-kliničkim, supkliničkim i kliničkim uzorcima, pri čemu je instrument demonstrirao visoke koeficijente interne konzistentnosti, adekvatne pokazatelje konvergentne i konstrukt validnosti, te visoku moć predikcije čitavog varijeteta indikatora psihološke promene podstaknute učešćem u psihološkom tretmanu (Weems, 2006; Westra, Dozois, & Marcus, 2007). Autori skale su je do sada pretežno koristili u kontekstu kognitivno bihevioralnih tretmana (KBT) anksioznih stanja, te navode da se skala pokazuje kao odličan prediktor promene anksioznosti (Dozois & Westra, 2005; Westra et al., 2007), klijentovog prihvatanja logike KBT (Ahmed & Westra, 2009), pridržavanja dogovora u vezi sa domaćim zadacima (Westra et al., 2007), ali i kao mera kriterijumske varijable očekivanja ishoda tretmana u funkciji motivacionog intervjua (Westra, Arkowitz, & Dozois, 2009). Do sličnih nalaza dolaze i drugi autori koji smatraju da je skala izvrsna u predviđanju promene simptoma opsesivno kompulsivnog poremećaja (Vorstenbosch & Lapsa, 2015), anksioznosti nakon fizičkih povreda mozga (Hsieh, Ponsford, Wong, & McKay, 2012), simptoma generalizovanog anksioznog poremećaja kod starih (Jones, Hadjistavropoulos, & Soucy, 2016) i sklonosti traženja psihološke pomoći (Langley, 2015), dok je Ametrano, Konstantino i Nalven koriste kao meru ishoda manipulacije očekivanjima efikasnosti tretmana (Ametrano, Constantino, & Nalven, 2017). Nešto kasnije, autori su adaptirali instrument prilagođavajući ga i populaciji koja se na psihološki tretman javlja zbog depresivnih simptoma, i to promenom prideva koji upućuju na anksioznost pridevima koji upućuju na depresivnost. U nalazu kojim istovremeno predstavljaju tako adaptiranu skalu, autori adaptacije dobijaju psihometrijske pokazatelje vrlo slične originalnom instrumentu (DCES; Eddington, Dozois, & Bacs-Dermott, 2014). Rezultati su posredno ukazali na to da minimalnom adaptacijom sadržaja ajtema, skala ima potencijal dasvoje kvalitete pokazuje nezavisno od tipa klijentovog problema. Od prevoda ACES skale na druge jezike, a u nama dostupnoj literaturi, može se pronaći jedino prevod na holandski jezik (van der Sterren-Kusters, Egger, & van der Heijden, 2017). Autori tog prevoda izveštavaju o odličnoj pouzdanosti i jednokomponentnoj latentnoj strukturi instrumenta, ali sa tek 37% objašnjene varijanse stavki na relativno malom uzorku pacijenata koji pate od klinički značajnih manifestacija anksioznosti.

Aktuelno istraživanje je imalo za cilj psihometrijsku evaluaciju Skale očekivanja promene u vezi sa psihološkim problemom (PPCES), koja je konstruisana u dva koraka. Prvi korak podrazumevao je prevod na srpski jezik stavki skale ACES, a drugi njihovu sadržinsku adaptaciju generalnoj populaciji klijenata koji zbog nekog psihološkog problema traže profesionalnu pomoć. S ciljem evaluacije tako adaptirane skale, organizovane su dve studije s nezavisnim uzorcima ispitanika.

Studija 1

U Studiji 1 proverena je konstruktivna validnost i pouzdanost skale analizom deskriptivnih pokazatelja, interne konzistencije i eksplorativnom faktorском analizom. U skladu s teorijskim očekivanjem (Dozois & Westra, 2005) i sa dosadašnjim rezultatima (npr., van der Sterren-Kusters, Egger, & van der Heijden, 2017) razvili smo početno očekivanje da će se PPCES skala pokazati kao pouzdan instrument s jednofaktorskom latentnom strukturom.

Uzorak i procedura

U prvoj studiji je učestvovao 171 ispitanik prosečne starosti 31.23godine ($Mod = 25$, $SD = 11.24$, raspon od 18 do 63 godine), pri čemu je 74.3% uzorka bilo ženskog pola. Učesnici u istraživanju bili su klijenti psihološkog savetovaništva pri Centru za traumu u Novom Sadu, koji su se na sopstvenu inicijativu javljali na besplatan psihološki tretman od 10 standardnih seansi u periodu od septembra 2013. do maja 2017. godine. Ispitanicima je zadavana baterija instrumenata u okviru standardne prijemne procedure na inicijalnom susretu u Centru. U uzorak su uključeni samo ispitanici supkliničke populacije koji u momentu popunjavanja testovne baterije nisu bili uključeni u neki drugi psihološki ili psihijatrijski tretman. Svi ispitanici su u vezi sa učešćem u istraživanju potpisali informisanu saglasnost u kojoj su detaljno upoznati sa principima anonimnog i dobrovoljnog učešća.

Instrument

Skala očekivanja promene u vezi sa psihološkim problemom (PPCES). Ovaj instrument je nastao sa idejom da meri klijentova očekivanja promene u vezi s psihološkim problemom zbog kojeg je potražio profesionalnu pomoć. On je rezultat prevoda i sadržinske adaptacije Skale očekivanja promene anksioznosti (Anxiety Change Expectancy Scale–ACES; Dozois & Westra, 2005), koja je konstruisana s ciljem da meri klijentova očekivanja u vezi s promenom anksioznog stanja koje ga je motivisalo da se javi na psihološki tretman. Prevod skale ACES na srpski jezik i njeno sadržinsko prilagođavanje uradili su autori ovog rada procedurom povratnog prevoda i promene sadržine stavki uz saglasnost i superviziju autora originalne skale. Prilagođavanje skale sastoji se od toga što je sadržaj stavki koji eksplicitno upućuje na problem sa anksioznošću i očekivanje promene konkretno tog problema preformulisano tako što umesto na usko specifični problem sa anksioznošću, stavke upućuju generalno na problem zbog kojeg se klijent javio na nekakvu formu psihološkog tretmana. Tako, na primer, adaptirana stavka 5 u preformulisanim obliku glasi „*Moji problemi su suviše teški da bi se umanjili tretmanom*”,

dok bi stavka originalnog instrumenta glasila: „*Moji problemi sa anksioznošću su suviše teški da bi se umanjili tretmanom*”. Instrument se, kao i originalna ACES skala, sastoji od 20 stavki (npr. „*Sumnjam da se moji problemi ikada mogu promeniti nabolje*” ili „*Ako se budem dovoljno trudio, mogu pozitivno uticati na moje probleme*”), na koje ispitanici odgovaraju tako što označavaju stepen svog slaganja s tvrdnjama uz pomoć petostepene Likertove skale opsega od 1 (uopšte se ne slažem) do 5 (u potpunosti se slažem). Instrument obezbeđuje jedinstveni sumativni skor u teorijskom rasponu od 20 do 100, koji se formira nako rekodiranja 11 stavki instrumenta u smeru pozitivnih očekivanja promene. Veći skorovi indikuju viši stepen očekivanja u vezi s pozitivnom promenom stanja zbog kojeg se ispitanik nalazina tretmanu. Skala je u javnom domenu i data je u celosti u Prilogu 1.

Rezultati

Deskriptivna statistika.

U Tabeli 1 mogu se videti aritmetičke sredine i opseg ostvarenih skorova na stavkama PPCES, standardne devijacije, pouzdanost merena Kronbahovim alfa koeficijentom, prosečna korelacija između stavki, opseg ostvarenih korelacija između stavki i pokazatelji normalnosti distribucije za celokupan skor skale PPCES dobijen na ukupnom uzorku, te posebno skorovi za muški i ženski poduzorak.

Tabela 1

Deskriptivni pokazatelji prosečnih skorova skale PPCES, pouzdanost, prosečna korelacija između stavki i opseg ostvarenih korelacija

	<i>M (opseg)</i>	<i>SD</i>	<i>α</i>	<i>MIC</i>	<i>Sk</i>	<i>Ku</i>	<i>Z</i>
Žene	3.75 (1.70 – 5.00)	.65	.92	.38 (-.01 – .72)	-.28	-.31	.57
Muškarci	3.90 (1.92 – 5.00)	.66	.93	.41 (-.11 – .76)	-.32	-.68	.52
Ceo uzorak	3.79 (1.70 – 5.00)	.66	.92	.38 (.03 – .71)	-.28	-.42	.65

Napomena: *M* = aritmetička sredina; *SD* = standardna devijacija; *α* = Kronbahov alfa koeficijent; *MIC* = prosečna korelacija između stavki (eng. mean interitem correlation); *Sk* = koeficijent zakrivljenosti distribucije; *Ku* = koeficijent spljoštenosti distribucije; *Z* = vrednost Kolmogorov–Smirnov testa.

Na stavkama skale PPCES prosečan skor ispitanika iznosi 3.79 (*SD* = .66), te ne nalazimo statistički značajnu razliku u poduzorcima grupisanim po polu [*t* (159) = 1.31; *p* = .11]. Sudeći po vrednostima značajnog Kolmogorov–Smirnov statistika, distribucije prosečnih vrednosti ne odstupaju od parametara normalne distribucije značajnoj meri, ni u celokupnom ni u pojedinačnim poduzorcima. U Prilogu 1 prikazane su, uz svaku stavku, aritmetičke sredine i standardne devijacije na celokupnom uzorku, te korelacije svake stavke sa ukupnim skorom skale.

Pouzdanost.

Pouzdanost interne konzistencije skale PPCES, iskazane Kronbahovim alfa koeficijentom (Tabela 1), pokazala se odličnom (Fajgelj, 2014; Streiner, 2003) kako na ukupnom uzorku, tako i na poduzorcima. Prosečna ajtem-total korelacija iznosi .60 a pojedinačne ajtem-total korelacije stavki nalaze se u opsegu od veoma prihvatljivih do graničnih (od .72 do .30) (Nunnally & Bernstein, 1994). Niže ajtem-total korelacije odlikuju osmu (.46) i desetu (.37) stavku, a na granici su prihvatljivosti (Nurosis, 1994) za devetu (.30) stavku (Prilog 1), koje u zajedničkoj varijansi učestvuju sa manje od 50% sopstvene varijanse. Te stavke odlikuje i to da pogoršavaju pouzdanost interne konzistencije skale, a instrumentu bi u maloj meri porasla pouzdanost ukoliko bi se one izostavile. Kada pogledamo sadržaj tih stavki, vidimo da umesto očekivanja budućeg ishoda tretmana one referišu na prethodno iskustvo uspeha ili neuspeha u rešavanju emocionalnih problema. Rezultati nam već na ovom nivou sugerišu da je takva operacionalizacija očekivanja promene u funkciji psihološkog tretmana donekle heterogena i da je mala verovatnoća da je skala jednodimenzionalna.

Eksplozivna faktorska analiza.

Vrednost parametra adekvatnosti uzorka ($KMO = .87$) i značajan Bartletov test sfericiteta [$\chi^2(190) = 1534.71; p < .01$] ukazuju na faktorabilnost matrice interkorelacija. Pretpostavka o jednodimenzionalnosti upitnika proverena je metodom glavnih osa u programu SPSS 22. Gutman–Kajzerov kriterijum vrednosti karakterističnih korena prelazi 5 faktora, koji ukupno objašnjavaju 70.15% varijanse inicijalnog rešenja (Tabela 2). Međutim, s obzirom da za četvrti i peti faktor vrednosti karakterističnih korena prelaze pomenuti kriterijum tek na drugoj decimali, a imajući na umu teorijski očekivanu jednodimenzionalnost skale (Dozois & Westra, 2005), kao i Katelov scree-test (Cattell, 1966) koji nedvosmisleno upućuje na trofaktorsko rešenje, analiza je ponovljena i to sa forsiranim trofaktorskim rešenjem. Faktori su rotirani u promax poziciju s Kajzerovom normalizacijom, koja je odabrana zbog njihove potencijalne korelacije.

Tabela 2

Obuhvat varijanse u latentnom metrijskom prostoru upitnika PPCES

Faktor	Inicijalno rešenje			Ekstrahovane sume kvadriranih opterećenja			Rotacija
	EV	%	C %	EV	%	C %	EV
1	7.35	36.77	36.78	6.83	34.31	34.31	5.70
2	1.95	9.74	46.51	1.44	7.21	41.53	5.03
3	1.67	8.34	54.85	1.17	5.85	47.39	3.31
4	1.08	5.61	60.46				
5	1.01	5.05	65.52				
6	.93	4.63	70.15				

Napomena: EV = vrednost karakterističnog korena; % = procenat objašnjene ukupne varijanse stavki; C% = kumulativni procenat objašnjene ukupne varijanse stavki.

Ovakvo rešenje objašnjava 47.39% ukupne varijanse skale i grupiše opterećenja stavki oko tri sadržinski specifična i visoko korelirana linearna kompozita, čija je matrica sklopa data u Prilogu 1. U skladu s nalazima koje smo ranije izneli, već iz neprihvatljivo niskih vrednosti komunaliteta (Child, 2006) primetno je da stavka 9 („*Kada se nateram da uradim nešto što me plaši, često se ispostavi da to i nije toliko strašno kao što sam mislio*“) sa ostatkom skale verovatno ne deli isti predmet merenja. Ka sličnom zaključku vodi i odsustvo značajnih faktorskih opterećenja te stavke na izolovanim faktorima.

Prvi izolovani faktor okuplja ukupno 11 stavki sa opterećenjem većim od .30 (Tabachnick & Fidell, 2007). Četiri stavke su s pozitivnim a sedam stavki s negativnim opterećenjem. Jedino stavke s pozitivnim predznakom imaju visoko opterećenje samo na tom faktoru. One se tiču pozitivnog kognitivnog očekivanja u vezi s psihološkom promenom, poput stavke „*Optimističan sam u vezi s tim da moja uznemirenost može da se promeni nabolje*“. Ostalih sedam stavki, s negativnim opterećenjem na prvom faktoru, imaju i pozitivno opterećenje veće od .30 na drugom faktoru. Te stavke se tiču negativnog kognitivnog očekivanja izraženog kroz sumnju da se problemi mogu rešiti, poput „*Moji problemi su suviše teški da bi se umanjili tretmanom*“. Po sadržaju 11 stavki koje okuplja taj faktor, možemo reći da su u pitanju stavke kojima se operacionalizuje generalno pozitivno ili negativno kognitivno očekivanje budućeg ishoda tretmana.

Drugi faktor obuhvata ukupno 11 stavki sa opterećenjem većim od .30. Sva opterećenja na tom faktoru su pozitivnog predznaka. Samo na njemu četiri stavke imaju snažna faktorska opterećenja. Preostalih sedam stavki, osim pozitivnog opterećenja na drugom faktoru, imaju istovremeno i negativno opterećenje veće od .30 na prvom faktoru. Zajedničko za stavke drugog faktora jeste to da sve referišu na pesimizam povodom oporavka, s tim da se četiri stavke koje imaju opterećenje samo na tom faktoru prvenstveno tiču dosadašnjih neuspeha, odnosno opažene bihevioralne neefikasnosti u nošenju sa sopstvenom uznemirenošću, poput „*Iako se trudim, izgleda da mi ništa ne pomaže u vezi s mojim problemom*“. Ostale stavke, koje ujedno imaju i negativno opterećenje na prvom faktoru, tiču se negativnog kognitivnog očekivanja, poput „*Sumnjam da se moji problemi ikada mogu promeniti nabolje*“.

Treći faktor okuplja izolovana opterećenja četiri stavke koje se tiču uspešnog iskustva nošenja sa emocionalnim problemom, i to zahvaljujući pozitivnom mišljenju i govoru, poput „*Polazilo mi je za rukom da iskontrolišem svoju uznemirenost tako što sam sam sebi govorio nešto pozitivno*“ ili „*Pozitivno razmišljanje mi pomaže da se nosim sa svojom uznemirenošću*“. Kao što se može i pretpostaviti, prva dva faktora međusobno značajno negativno koreliraju ($r = -.53$), dok treći faktor sa prvim faktorom nešto slabije korelira pozitivno ($r = .31$), a sa drugim negativno ($r = -.35$).

Diskusija rezultata Studije 1

Rezultati Studije 1 sugerišu nekoliko veoma važnih činjenica u vezi sa PPCES. Pre svega, dobijeni deskriptivni pokazatelji blago se razlikuju od pokazatelja dobijenih u evaluaciji skale originalno prilagođene anksioznoj populaciji ($d = .33$ u poređenju sa Dozois & Westra, 2005), a od pokazatelja dobijenih u evaluaciji sadržinske adaptacije skale za potrebe depresivnih klijenata takoreći se uopšte ne razlikuju ($d = .03$ u poređenju sa Eddington et al., 2014). Takođe, pouzdanost interne konzistencije je dosledno identična kako u pomenutim studijama (Dozois & Westra, 2005; Eddington et al., 2014), tako i u evaluaciji prevoda skale ACES na holandski jezik (van den Sterren-Kusters et al., 2017).

Ipak, glavni zaključak o Skali očekivanja promene u vezi s psihološkim problemom na osnovu naših rezultata tiče se velike sadržinske heterogenosti. Ona pre svega dovodi u pitanje pouzdanost interne konzistencije skale budući da se zasniva na τ -ekvivalentnim indikatorima, odnosno pretpostavljenoj unidimenzionalnosti instrumenta (Fajgelj, 2003). S tim u vezi, uprkos činjenici da su Krombahovi α koeficijenti, kako za ceo uzorak, tako i za poduzorke impresivni, treba ih uzeti s rezervom.

Dalje, PPCES sadrži 11 stavki koje se tiču pozitivnog i negativnog kognitivnog očekivanja ishoda tretmana poput „*Ne verujem da ću se ikada osećati istinski opušteno i bezbrižno*” i „*Verujem da je sasvim moguće da budem opušteniji i manje zabrinut*”, koji suštinski operacionalizuju konstrukt očekivanja ishoda tretmana kako ga definišu autori skale (Dozois & Westra, 2005) i drugi teoretičari (Constantino et al., 2011; Frank & Frank, 1991; Kirsch, 1999; Weinberger & Eig, 1999). Sve te stavke su okupljene oko prvog faktora, s tim da 7 stavki od pomenutih 11 ima značajna deljena opterećenja na prvom i drugom faktoru. Ostatak skale sadrži stavke koje opisuju uspešna i neuspešna iskustva u dosadašnjem nošenju s problemom. Među njima ima stavki koje operacionalizuju nespecificovano iskustvo poput „*Iako se trudim, izgleda da mi ništa ne pomaže u vezi s mojim problemom*” ili „*Bivao sam ponekad uspešan u smanjivanju svoje uznemirenosti*”, i efikasnost konkretne strategije pozitivnog samoubеđivanja poput „*Čak i kad pokušam da govorim sebi pozitivno, to ne pomaže kod moje uznemirenosti*”. Povrh svega, tu je i ajtem pod rednim brojem 9 – „*Kada se nateram da uradim nešto što me plaši, često se ispostavi da to i nije toliko strašno kao što sam mislio*”, koji opisuje princip recipročne inhibicije tehnikom preplavlivanja (Wolpe, 1981) i koji, očigledno, po rezultatima ove ali i studija prethodnih sadržinskih adaptacija skale (Dozois & Westra, 2005; Eddington et al., 2014), ima drugačiji predmet merenja od ostatka stavki. Nije jasno zbog čega su autori skale nastojali da forsiranjem jednodimenzionalnih rešenja skale sa svega 37% objašnjene ukupne varijanse stavki (Dozois & Westra, 2005; van den Sterren-Kusters et al.,

2017) izjednače konstrukte prošlog iskustva i očekivanja buduće efikasnosti tretmana, pošto se radi o povezanim ali jasno odvojenim konstruktima (Kirsch, 1990, 1999; Weinberger & Eig, 1999). Iako možemo očekivati da su prošlo iskustvo i doživljaj uspešnosti ili neuspešnosti tog iskustva važni za razumevanje generalnog očekivanja, oni pre predstavljaju antecedent očekivanja ishoda nego njegovu komponentu. Iz konceptualnih razloga, važno je, ne samo teorijski nego i na nivou upitničkih operacionalizacija, dosledno razlikovati različite tipove očekivanja, kao što su, na primer, očekivanja koja se tiču procesa tretmana i očekivanja koja se tiču ishoda tretmana (Norberg et al., 2011), kao i očekivanja koja se tiču procene sopstvenih sposobnosti da se učestvuje u tretmanu i da se sopstvenim akcijama doprinese uspehu tretmana (Greenberg et al., 2006).

Sagledavajući rezultate eksplorativne faktorske analize, moglo bi se pretpostaviti da samo stavke okupljene oko prvog faktora predstavljaju operacionalizaciju predtretmanskog očekivanja budućeg ishoda tretmana, kao što je, na primer, stavka „*Optimističan sam u vezi s tim da moja uznemirenost može da se promeni nabolje*”, dok druge stavke pre predstavljaju operacionalizaciju pozitivne i negativne evaluacije dosadašnjeg iskustva i potencijalnih načina da se dostigne željeno ponašanje, kao što je stavka „*Polazilo mi je za rukom da iskontrolišem svoju uznemirenost tako što sam sam sebi govorio nešto pozitivno*”. U svakom slučaju, Studija 1 je takoreći u potpunosti uspela u replikaciji deskriptivnih pokazatelja i strukture dosadašnjih verzija skale, uključujući visoku heterogenost, problem sa stavkom 9 kao i 37% objašnjene varijanse jednofaktorskim rešenjem, koju su dobili kako sami autori skale (Dozois & Westra, 2005), tako i autori evaluacije holandskog prevoda (van den Sterren-Kusters et al., 2017). S obzirom na trofaktorsko rešenje, koje je kompromis između parsimoničnosti rešenja i neinterpretabilnosti petofaktorskih rešenja, smatramo da PPCES skala ima potencijal da predstavlja vrednu meru očekivanja ishoda tretmana, ali tek nakon radikalnog homogenizovanja predmeta merenja, što je bio osnovni cilj Studije 2.

Studija 2

U Studiji 2 dodatno smo proverili konstrukt validnost skale metodama konfirmativne faktorske analize (u daljem tekstu *KFA*), koristeći program EQS 6.1 za Windows (Bentler, 1989, 2006). Imajući na umu da Mardia koeficijent multivarijantne spljoštenosti ($g = 105.24$) u velikoj meri prevazilazi granicu prihvatljivosti od 6 (Bentler, 2006), na matrici kovarijansi sprovedi smo *KFA* koristeći robustni metod maksimalne verodostojnosti (Sattora & Bentler, 1994). Saglasnost modela procenjavana je koristeći sledeće indikatore: Sattora–Bentler hi kvadrat ($SB\chi^2$), odnos Sattora–Bentler hi kvadrata i

stepeni slobode ($SB\chi^2/df$), standardizovani koren prosečnog kvadriranog reziduala ($SRMR$), koren prosečne kvadrirane greške aproksimacije ($RMSEA$; Steiger, 2016), Bentler–Bonett normirani indeks fita (NFI ; Bentler & Bonett, 1980) i komparativni indeks fita (CFI ; Bentler, 1989). Indikatorima dobre saglasnosti modela smatraju se sledeće vrednosti: $SB\chi^2/df$ manje od 3, $SRMR$ i $RMSEA$ od .05 ili manje, i NFI i CFI iznad vrednosti od .95 (Hu & Bentler, 1998, 1999; Kline, 2005; Schumacker & Lomax, 1996).

Takođe, proverena je i konvergentna validnost skale analizom korelacije s konkurentnom merom očekivanja od tretmana, merom kredibiliteta tretmana. Osim toga, konvergentna validnost skale je proverena i analizom korelacije s merama generalnih očekivanja poput generalizovane selfefikasnosti i optimizma, kao i s merama subjektivnog blagostanja poput opšte uznemirenosti, pozitivnog i negativnog afekta, kao i zadovoljstva životom. Oslanjajući se na dosadašnje nalaze da se radi o konceptualno povezanim ali, ipak, posebnim konstruktima (Haanstra et al., 2015), formirali smo očekivanje da će generalizovana i specifična očekivanja biti pozitivno povezana. S druge strane, dosadašnji rezultati ukazuju na to da što je osoba na početku tretmana više preplavljena distresom i što je nezadovoljnija kvalitetom svog života, to će izveštavati o nižim početnim očekivanjima od tretmana (Goldfarb, 2002; Safren, Heimberg, & Juster 1997; Tsai, Ogradniczuk, Sochting, & Mirmiran, 2014). Imajući na umu pomenute nalaze, razvili smo očekivanje da će nivo opšte uznemirenosti i negativan afekat biti negativno povezani a pozitivan afekat i zadovoljstvo životom pozitivno povezani sa očekivanjem ishoda tretmana.

Uzorak i procedura

Druga studija obuhvatila je 240 studenata master studija psihologije na Filozofskom fakultetu Univerziteta u Novom Sadu i Fakultetu za pravne i poslovne studije „Dr Lazar Vrkatić” u Novom Sadu, prosečne starosti 20.8 godina ($Mod = 20$; $SD = 2.03$, raspon od 18 do 27), pri čemu je 75.4% uzorka bilo ženskog pola. Istraživanje se sastojalo iz dva koraka koja su sledila jedan iza drugog u istom merenju. U prvom koraku učesnici su popunjavali bateriju samoopisnih testova. U drugom koraku učesnici su instruisani da zamisle kako pate od neke forme emocionalnog problema zbog kojeg su se javili na psihološki tretman koji tek treba da počne, te da iz tog zamišljenog konteksta odgovore na drugu bateriju upitnika. Drugi korak prikupljanja podataka je prema svojim karakteristikama psihoterapijska analogna studija (McNeil & Hayes, 2015). Istraživanje je sprovedeno na master studentima psihologije na osnovu pretpostavke da će njima, upravo zbog specifičnosti njihovog akademskog konteksta i upoznatosti s profesionalnim pružanjem usluga iz

oblasti mentalnog zdravlja, biti jednostavnije da zamisle kontekst analogne studije. Svi ispitanici su u vezi sa učešćem u istraživanju potpisali informisanu saglasnost u kojoj su upoznati s principima dobrovoljnosti i anonimnog učešća, te sa mogućnošću da iz istraživanja istupe u bilo kom momentu ukoliko to poželeva. Nijedan ispitanik nije istupio iz istraživanja. Nakon učešća u istraživanju ispitanicima je obezbeđen debriefing, kao i mogućnost da se, zbog eventualne emocionalne uznemirenosti, ukoliko je bila indukovana učešćem u istraživanju, obrate psihologu koji se profesionalno bavi psihoterapijom. Niko od ispitanika nakon učešća u istraživanju nije iskazao potrebu za takvom vrstom podrške.

Instrumenti

Pored Skale očekivanja promene u vezi s psihološkim problemom (PP-CES), opisane u okviru Studije 1, korišćeni su sledeći instrumenti.

Skala zadovoljstva životom (SWLS; Diener, Emmons, Larsen, & Griffin, 1985). Skala je namenjena proceni zadovoljstva životom, a u pitanju je jedno-komponentni instrument koji sadrži 5 stavki Likertovog tipa u rasponu od 1 (potpuno netačno) do 7 (potpuno tačno). Prevod skale na srpski jezik pokazao je adekvatnu pouzdanost, kao i umereno visoke korelacije s merama blagostanja (Gavrilov – Jerković, Jovanović, Žuljević, & Brdarić, 2014). U našem istraživanju pouzdanost skale iznosi .86 ($M = 21.23$, $SD = 5.86$). Instrument se nalazi u javnom domenu.

Skala depresivnosti, anksioznosti i stresa – 21 (DASS-21; Lovibond & Lovibond, 1995). Skala je namenjena proceni aktuelnog distresa, u skladu s tripartitnim modelom Klarkai Watsona (1991). Skala sadrži tri supskale, od kojih svaka obuhvata po 7 stavki – *depresivnost*, *anksioznost* i *stres*, a omogućuje i formiranje ukupnog skora koji upućuje na nivo opšte uznemirenosti. Na četvorostepenoj skali Likertovog tipa, u rasponu od 0 (nimalo) do 3 (uglavnom ili skoro uvek), ispitanici procenjuju koliko su se često u poslednjih nedelju dana osećali na naveden način. U dosadašnjim primenama prevoda na srpski jezik, skala je demonstrirala izvrsne psihometrijske karakteristike (Jovanović, Gavrilov – Jerković, Žuljević i Brdarić, 2014). Pouzdanost skale u našem istraživanju iznosi .92 ($M = 28.32$, $SD = 12.58$).

Srpski inventar afekta baziran na PANAS-X (SIAB-PANAS; Novović i Mihić, 2008). Instrument predstavlja prevod na srpski jezik i sadržinsku adaptaciju Inventara pozitivnog i negativnog afekta-X (PANAS-X; Watson & Clark, 1994) isadrži 20 prideva koji se odnose na emocionalna stanja, po 10 za pozitivna i negativna. Ispitanik pored svakog prideva upisuje koliko često je osećao navedeno emocionalno stanje u proteklih nedelju dana u skla-

du s petostepenom skalom Likertovog tipa u rasponu od 1 (nikada ili skoro nikada) do 5 (uvek ili skoro uvek). Skala omogućuje formiranje dva skora koji upućuju na intenzitet pozitivnog i negativnog afekta doživljenog u navedenom periodu. U dosadašnjim primenama, psihometrijske karakteristike instrumenta pokazale su se zadovoljavajućim (Novović, Mihić, Tovilović, & Jovanović, 2008). U ovom istraživanju pouzdanost supskale pozitivnog afekta iznosi .87 ($M = 30.34$, $SD = 6.20$), a supskale negativnog afekta .82 ($M = 30.41$, $SD = 5.65$).

Skala ličnog optimizma (PO; Schewizer & Koch, 2001). Ova skala je korišćena za procenu ispitanikovog dispozicionog ličnog optimizma. Ona predstavlja supskalu prevodana srpski jezik i adaptacije Proširenog upitnika ličnog i socijalnog optimizma (POSO – E; Schweizer & Koch, 2001). Skala obuhvata 8 stavki uz koje ispitanik na četvorostepenoj Likertovoj skali indikuje u kojoj se meri slaže s navedenim tvrdnjama u opsegu od 1 (potpuno netačno) do 4 (potpuno tačno). Po četiri stavke upućuju na optimizam i pesimizam. Autori predlažu rekodiranje svih stavki u pozitivnom smeru i formiranje sumativnog skora dispozicionog optimizma, dok instrument omogućuje i dva korelirana ali ipak distinktivna skora koja indikuju izraženost i optimizma i pesimizma, slédeći nalaze o odvojenosti tih konstrukata (npr., Scheier, Carver, & Bridges, 2001). Uprkos strukturalnim nedostacima, pouzdanost srpskog prevoda supskaléje zadovoljavajuća, (Gavrilov – Jerković et al., 2014), i u ovom istraživanju iznosi .84 ($M = 21.82$, $SD = 4.32$).

Skala generalizovane selfefikasnosti (SGSE; Schwarzer & Jerusalem, 1995). Skala je korišćena za procenu selfefikasnosti. Obuhvata 10 stavki četvorostepenog Likertovog tipa raspona od 0 (potpuno netačno) do 3 (potpuno tačno). Odlične psihometrijske karakteristike i jednodimenzionu strukturu skala je demonstrirala u originalu (Scholz, Gutiérrez-Doña, Sud, & Schwarzer, 2002), kao i u prevodu na srpski jezik (Lazić, Jovanović, & Gavrilov – Jerković, 2018). U našem istraživanju pouzdanost iznosi .90 ($M = 14.94$, $SD = 6.01$). Instrument se nalazi u javnom domenu.

Upitnik kredibiliteta i očekivanja (CEQ; Devilly & Borkovec, 2000). Instrument je korišćen kao konkurentna mera očekivanja ishoda tretmana. Sadrži 4 devetostepene i 2 jedanaestostepene Likertove stavke koje omogućavaju jedinstven skor klijentovog doživljaja kredibiliteta predstojećeg psihološkog tretmana i specifičnih očekivanja efikasnosti. Takođe, putem skorova na dve supskale omogućava se distinkcija emocionalne i kognitivne komponente očekivanja ishoda tretmana. Pouzdanost celokupne skale u ovom istraživanju iznosi .91 ($M = 38.04$, $SD = 8.86$), pri čemu pouzdanost supskale kognitivnog očekivanja iznosi .87 ($M = 25.83$, $SD = 5.79$) a supskale afektivnog očekivanja .91 ($M = 12.22$, $SD = 3.74$). Skala je prevedena uz dozvolu autora i u javnom je domenu.

Rezultati

Deskriptivna statistika

Na stavkama skale PPCES ispitanici u proseku ostvaruju skor od 3.88 ($SD = 0.69$), dok poduzorci formirani po polu ne ostvaruju statistički značajnu razliku distribucija ukupnih skorova [$t(238) = -.49, p = .62$]. Distribucije ukupnih skorova skale PPCES koje ostvaruju ispitanici u Studiji 1 i Studiji 2 takođe se ne razlikuju na statistički značajnom nivou [$t(409) = 1.41, p = .97$]. Pouzdanost dobijena u ovoj studiji ($\alpha = .93$) gotovo je identična skor u prethodnoj. Prosečna interkorelacija stavki skale u proseku iznosi .41 i kreće se u opsegu od .01 do .75.

Konfirmativna faktorska analiza

Ukupno je analizom obuhvaćeno osam modela. Originalni jednofaktorski model koji obuhvata svih dvadeset manifestnih varijabli testiran je prvi po redu. Nakon toga, testiran je model tri korelirana faktora iz Studije 1, uz izostavljanje stavke 9 za koju je procenat deljene varijanse sa ostatkom skale u prethodnoj studiji bio neprihvatljivo nizak. Slédeći pretpostavke o unidimenzionalnosti instrumenta (Dozois & Westa, 2005), trofaktorski model uz dodat faktor višeg reda koji ih obuhvata uz izostavljenu stavku 9. testiran je treći po redu. Četvrti po redu testirali smo bifaktorski model celog instrumenta bez stavke 9, koji podrazumeva tri specifična faktora iz Studije 1, kao i jedan faktor koji okuplja sve uključene stavke. Imajući na umu da je PPCES osmišljen kao unidimenzionalna skala čiji je osnovni predmet merenja očekivanje buduće efikasnosti promene psihološkog problema zbog koje se osoba nalazi na tretmanu (Dozois & Westa, 2005), a nastojeći da homogenizujemo predmet merenja skale, odlučili smo se da testiramo i modele odnosa samo onih 11 stavki grupisanih oko prve latentne dimenzije iz Studije 1, za koje se ispostavilo da operacionalizuju kognitivna očekivanja efikasnosti tretmana. Iako su neke od tih stavki kompleksne, odlučili smo da ih sve zadržimo. Naime, zadržavanje takvih varijabli je opravdano kada postoji teorijska pretpostavka da kompleksnost stavki proizilazi izlatentnog opšteg faktora koji zasićuje takvu stavku (Yong & Pearce, 2013). Peti testirani model podrazumevao je unidimenzionalnu strukturu skale skraćene na jedanaest stavki. Šesti model obuhvatao je 11 stavki grupisanih u dva korelirana faktora – pesimizam sa sedam stavki formulisanih u negativnom smeru i optimizam sa četiri stavke formulisane pozitivno, sledstveno rezultatima eksplorativne analize u Studiji 1 i modelu latentne strukture očekivanja promene depresivnih klijenata (Eddington et al., 2014). Sedmi model je takođe podrazumevao dva opisana faktora, uz dodat faktor višeg reda, dok je osmi, i ujedno poslednji, testiran bifaktorski model koji uz specifične faktore optimizma i pesimizma podrazumeva i generalni faktor očekivanja koji direktno okuplja svih jedanaest stavki.

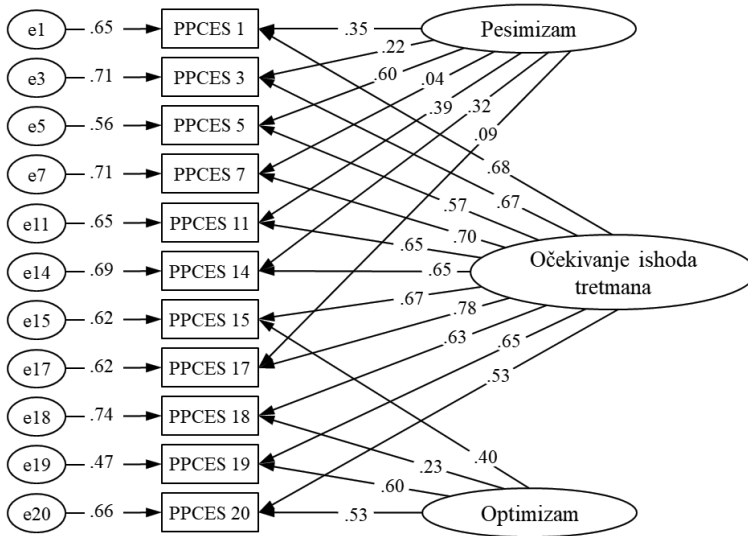
Tabela 3

Indikatori saglasnosti modela u konfirmativnoj faktorskoj analizi

Model	SB χ^2	df	SB χ^2 /df	RMSEA (90% CI)	SRMR	GFI	CFI	NFI
1.	597.22	170	3.51	.100 (.090 – .110)	.091	.69	.75	.68
2.	427.71	163	2.62	.082 (.073 – .092)	.110	.80	.85	.78
3.	413.59	162	2.55	.081 (.071 – .090)	.110	.83	.85	.78
4.	296.38	146	2.03	.066 (.055 – .076)	.056	.86	.91	.84
5.	144.43	44	3.28	.098 (.080 – .110)	.072	.83	.87	.83
6.	52.67	41	1.28	.035 (.000 – .069)	.032	.93	.99	.94
7.	62.90	42	1.49	.046 (.019 – .068)	.045	.93	.97	.93
8.	37.60	31	1.21	.030 (.000 – .059)	.030	.96	.99	.96

Napomena: 1. = originalni model instrumenta sa 20 stavki; 2. = model korelirana tri faktora iz Studije 1, izostavljena stavka 9; 3. = model B uz dodat faktor višeg reda; 4. = bifaktorski model B; 5. = jednofaktorski model skraćenog instrumenta; 6. = model dva korelirana faktora skraćenog instrumenta; 7. = dvofaktorski model skraćenog instrumenta sa nadređenim faktorom; 8. = bifaktorski model skraćenog dvofaktorskog instrumenta; SB χ^2 = Satorra-Bentler korekcija χ^2 statistika; RMSEA= koren prosečne kvadrirane greške aproksimacije; SRMR = standardizovani koren prosečnog kvadriranog reziduala; GFI = globalni indeks fita; CFI = komparativni indeks fita; NFI = normirani indeks fita.

Prva četiri modela koja su obuhvatala originalni dvadesetoajtemski jednodimenzionalni i tri modela diskretno skraćene skale na 19 stavki dala su neprihvatljive indekse saglasnosti (Tabela 3). Peti testirani model unidimenzionalne radikalno skraćene skale na jedanaest stavki demonstrirao je bolje ali i dalje neprihvatljive indekse fita. Šesti model, prvi s prihvatljivim indikatorima fita, sugerisao nam je da postoji osnov dodatnom grupisanju stavki na osnovu smera očekivanja. Sedmi model, sa hijerarhijski nadređenim faktorom, ostvario je niže pokazatelje fita od prethodnog. Najbolje i potpuno zadovoljavajuće indikatore fita ostvario je bifaktorski model (Tabela 3), koji uz specifične faktore optimizma i pesimizma podrazumeva i generalni faktor očekivanja (Slika 1). Specifično korigovanom procedurom za testiranje statističke značajnosti poboljšanja indeksa fita za setove podataka koji odstupaju od multivarijatne normalnosti (Sattora & Bentler, 2010), korigovanom procedurom za računanje razlike apsolutnog indeksa fita testirali smo promenu indeksa fita ovog modela u poređenju sa svim modelima koji sadrže jedanaest stavki –petim ($\Delta SB\chi^2=121.84$; $\Delta df=13$; $p<.01$) šestim ($\Delta SB\chi^2=17,11$; $\Delta df=10$; $p<.05$) i sedmim modelom ($\Delta SB\chi^2= 28.12$; $\Delta df=11$; $p<.01$) i potvrdili njegovu superiornost u fitovanju opaženim podacima.



Slika 1. Struktura i parametri bifaktorskog jedanaestoajtemskog modela PPCES

Budući da manifestnim podacima najbolje fituje bifaktorski model, dodatno smo proverili njegove parametre tražeći argumentaciju za zaključak o legitimitetu računanja ukupnog skora očekivanja ishoda tretmana na osnovu interne raspodele varijanse u modelu i međuajtemskih korelacija (Rodriguez, Reise, & Haviland, 2016a, 2016b). Vidimo da su sve pojedinačne stavke celokupne skale u najvećoj meri zasićene generalnim faktorom (raspon od .53 do .78). Tri od četiri stavke faktora *optimizam* poseduju adekvatnu specifičnost (raspon od .40 do .60), dok je stavka 18 zanemarljive specifičnosti (.23). Četiri od sedam stavki faktora *pesimizam* takođe poseduje prihvatljivu specifičnost (raspon od .32 do .60), dok su tri stavke zanemarljive specifičnosti (raspon od .04 do .20). Podaci indikuju da je tako skraćena skala, iako po strukturi višedimenzionalna, ipak u najvećoj meri zasićena generalnim faktorom. Na isti zaključak nas navode i podaci prezentovani u Tabeli 4, gde možemo videti da u procentu objašnjenja ukupne i zajedničke varijanse prednjači generalni faktor očekivanja. Koeficijenti interne pouzdanosti multidimenzionalnog kompozita (ω) sugerišu da stavke u okviru generalnog i specifičnih faktora koreliraju izvrsno. Takođe su računati hijerarhijski indeks interne pouzdanosti (ω_H), koji predstavlja meru sistemske varijanse sirovih skorova koja se može pripisati generalnom faktoru bifaktorskih modela, te relativni indeks interne pouzdanosti (ω_R), koji predstavlja meru sistemske varijanse sirovih skorova u okviru pojedinačnih faktora računatih nezavisno od ostalih faktora u modelu (Reise, Bonifay, & Haviland, 2013; vrednosti indikatora su značajne ako dose-

žu i prevazilaze vrednost od .80). Dodatno su računati indeks replikabilnosti konstrukta (H) koji predstavlja meru korelacije između konceptualizovanih faktora i linearnih kompozita definisanih optimalnim faktorskim opterećenjima (Hancock & Mueller, 2001; vrednosti indikatora su značajne ako dosežu i prevazilaze vrednost od .80), te indeks determinativnosti faktora (FD) koji predstavlja korelaciju konceptualizovanih faktora i faktorskih skorova (Gorsuch, 1983; vrednosti indikatora su značajne ako dosežu i prevazilaze vrednost od .90). Svi indikatori, uključujući i granično prihvatljive vrednosti ωH za generalni faktor, sugerišu da pomenute kriterijume zadovoljava samo generalni faktor očekivanja ishoda tretmana. Na osnovu toga, možemo zaključiti da postoji argumentovana opravdanost pouzdanog računanja isključivo ukupnog skora očekivanja ishoda tretmana, te da se računanje posebnih skorova za optimizam i pesimizam ne smatra dovoljno opravdanim, pošto i te skorove s više pouzdanosti determiniše generalni nego pripadajući specifični faktori.

Tabela 4

Parametri interne pouzdanosti bifaktorskog jedanaestoajtemskog modela ACES

	% TV	% CV	ω	ωH	ωR	H	FD
Očekivanje ishoda tretmana	.43	.70	.93	.79	.84	.90	.91
Pesimizam	.11	.17	.91	.21	.23	.63	.84
Optimizam	.08	.13	.85	.29	.34	.55	.77

Napomena: %TV = procenat ukupne objašnjene varijanse; %CV = procenat objašnjene zajedničke varijanse; ω = koeficijent interne pouzdanosti multidimenzionalnog kompozita; ωH = hijerarhijski koeficijent interne pouzdanosti; ωR = relativni koeficijent interne pouzdanosti; H = Indeks replikabilnosti konstrukta; FD = Indeks determinativnosti faktora.

Konvergentna validnost

Ukupan skor PPCES ostvaruje značajne, visoke i adekvatne koeficijente korelacije (Gignac & Szodorai, 2016) s konkurentnim merama očekivanja ishoda tretmana, kao i merama generalnih očekivanja poput selfefikasnosti i dispozicionog optimizma, što upućuje na odličnu konvergentnu validnost instrumenta (Tabela 5). Kada uporedimo koeficijente korelacije sumativnih skorova celokupne skale i njene skraćene verzije, možemo primetiti da se koeficijenti korelacije ostvareni sa odgovarajućim merama među tim formama ne razlikuju statistički značajno, uprkos činjenici da se forme skale razlikuju za čak 9 stavki. To donekle upućuje na zaključak da je skraćivanje skale doprinelo smanjenju redundantnosti njenog sadržaja, ali ne i gubitku u kvalitetu operacionalizacije konstrukta očekivanja ishoda tretmana. Korelacije sumativnih skorova obe forme skale PPCES s merama opšte uznemirenosti,

depresivnosti, anksioznosti, stresa, pozitivnog i negativnog afekta, kao i zadovoljstva životom značajne su i očekivanog smjera (Tabela 5). Takođe, dve forme skale i u tim parametrima demonstriraju neznačajnu razliku tek na nivou druge decimale, što dodatno potvrđuje opravdanost skraćivanja skale.

Tabela 5

Konvergentna validnost celokupne skale i skraćene forme skale PPCES

Konstrukt	Instrument	r_1	r_2	Z
Selfefikasnost	GSES	.39**	.38**	.13
Dispozicioni optimizam	POSO-8	.61**	.58**	.51
Optimizam		.61**	.56**	.83
Pesimizam		-.53**	-.51**	-.30
Očekivanje ishoda tretmana	CEQ	.44**	.42**	.27
Kognitivno		.39**	.38**	.13
Emocionalno		.44**	.42**	.27
Opšta uznemirenost	DASS-21	-.52**	-.53**	.15
Zadovoljstvo životom	SWLS	.46**	.44**	.27
Pozitivan afekat	SIAB-PANAS	.50**	.49**	.14
Negativan afekat		-.55**	-.54**	-.15

Napomena: r_1 = Spiermanovi koeficijenti produkt-moment korelacije sumativnog skora celokupne skale; r_2 = Spiermanovi koeficijenti produkt-moment korelacije sumativnog skora skale skraćene na 11 stavki; Z = Fisherov pokazatelj značajnosti razlike koeficijenata korelacije; GSES = Skala generalizovane selfefikasnosti (Schwarzer & Jerusalem, 1995); POSO-8 = Skala ličnog optimizma (Schweizer & Koch, 2001); CEQ = Upitnik kredibiliteta i očekivanja (Deville & Borkovec, 2000); DASS-21 = Skala depresivnosti, anksioznosti i stresa 21 (Lovibond & Lovibond, 1995); SWLS = Skala zadovoljstva životom (Diener et al., 1985); SIAB-PANAS = Srpski inventar afekta baziran na PANAS-X (Novović & Mihić, 2008); **p < .01.

Diskusija rezultata Studije 2

Rezultati Studije 2 dodatno su potkrepili pretpostavke o visokoj sadržinskoj heterogenosti dvadesetostavne PPCES skale. Svođenje instrumenta na 11 sadržinski homogenih stavki, koje operacionalizuju kognitivno očekivanje efikasnosti ishoda tretmana, ispostavilo se kao rešenje koje doprinosi kvalitetu i parsimoničnosti skale. Činjenica da se bifaktorsko rešenje sa specifičnim komponentama optimističnog i pesimističnog očekivanja ishoda tretmana uz generalni faktor, koji zasićuje sve stavke, ispostavilo kao najprihvatljivije, veoma je kompatibilna sa sličnim pretpostavkama prisutnim u višegodišnjoj debati u vezi s generalnim očekivanjima, posebno sa strukturom dimenzije dispozicionog optimizma. Naime, pretpostavke o unidimenzionalnosti kontinuuma optimizam – pesimizam (Scheier & Carver, 1985) dovedene su u pitanje doslednim nalazima o optimizmu i pesimizmu kao dvema odvojenim dimenzijama u međusobnoj negativnoj korelaciji, kako na stranim (Chang, D’Zurilla, & Maydeu-Olivares, 1994; Chang & McBride-Chang, 1996; Herz-

berg, Glaesmer, & Hoyer, 2006), tako i na našoj populaciji (Jovanović & Gavrilov – Jerković, 2013). Poredeći modele strukturalnih komponenti dispozicionog optimizma, kao jedno od najprihvatljivijih rešenja ponuđen je upravo bifaktorski model (Maydeu-Olivares & Coffman, 2006), definisan takoreći identičnom logikom kao i poslednji testiran model u našoj studiji, što pokreće pitanje ne samo o relacijama već i o sličnoj strukturi generalnih i specifičnih očekivanja, te vodi ka ideji da su specifična, situaciono konceptualizovana očekivanja ishoda tretmana odraz i manifestacija generalnih, dispoziciono konceptualizovanih očekivanja kao hijerarhijski nadređenijeg konstrukta (Carver, Scheier, & Segerstrom, 2010; Schwarzer, 1994). Ipak, i ranija istraživanja (Deville & Borkovec, 2000; Haanstra et al., 2015) kao i rezultati konvergentne analize u aktuelnom istraživanju upućuju na zaključak da se među tim povezanim konstruktima registruje dovoljno konceptualne specifičnosti i jedinstvenosti, te ima smisla istraživati ih nezavisno.

Donekle sličan model, ali na celovitoj skali DCES, prilagođenoj populaciji depresivnih klijenata, nude Edington i saradnici (2014) predlažući dvokomponentnu strukturu značajno koreliranih faktora – optimizma i pesimizma povodom predstojeće tretmanske promene, koja objašnjava 46% ukupne varijanse stavki (Edington et al., 2014), ali bez predloga o sadržinskom pročišćenju instrumenta, na šta naši rezultati upućuju. Naknadnom proverom raspodele varijanse bifaktorskog modela, videli smo da naši rezultati ipak idu u prilog višedimenzionalnoj strukturi predmeta merenja skale PPCES s precizno definisanom kontrolom specifičnih faktora, ali s takvom prevagom generalnog faktora u objašnjenju varijanse da se pouzdano može računati samo ukupan skor. Odnosno, iako omega koeficijenti upućuju na to da se i supskorovi mogu pouzdano računati, dodatne analize upućuju na to da ta pouzdanost dominantno potiče od generalnog faktora, dok je doprinos specifičnog faktora nepouzdan i nedovoljno replikabilan. To donekle dovodi u pitanje pomenute nalaze o opravdanosti računanja nezavisnih skorova pozitivnog i negativnog očekivanja ishoda tretmana. Treba uzeti u obzir da studija koja upućuje na dvofaktorsku strukturu DCES skale s preporukom mogućnosti računanja posebno optimističnih, posebno pesimističnih očekivanja od tretmana (Edington et al., 2014) nije testirala bifaktorski model, tako da ti rezultati nisu u potpunosti komparabilni.

Dodatni argument za skraćenje skale dolazi i iz analiza konvergentne validnosti. Pre svega, obe forme skale pokazuju izvrsnu konvergentnu validnost ukupnog skora i koreliraju u očekivanom smeru i stepenu s merama generalnih očekivanja i specifičnih očekivanja ishoda tretmana, te takođe s klijentovom uznemirenošću i pokazateljima subjektivnog blagostanja. Međutim, iz neznatnih i neznačajnih razlika ukupne i skraćene skale u pomenutim parametrima, možemo zaključiti da su izostavljene stavke zaista bile suviše, budući da su u značajnoj meri oduzimale konstrukt validnosti skale a zamenljivo doprinosile njenoj konvergentnoj validnosti.

Zaključak

Sprovedeno istraživanje je imalo za cilj da ispita psihometrijske karakteristike Skale očekivanja promene u vezi sa psihološkim problemom PPCES. Prvenstveno nas je zanimala pouzdanost skale, kao i njena konstrukt i konvergentna validnost. Skala PPCES je nastala prevodom na srpski jezik i zatim adaptacijom sadržaja ajtema originalne ACES skale namenjene merenju očekivanja promene anksioznosti tokom psihološkog tretmana. Adaptacija je podrazumevala revidiranje svake stavke skale ACES koja u sebi sadrži specifikovano upućivanje klijenta na njegov problem sa anksioznošću na nespecificovano upućivanje klijenta na problem zbog kojeg se nalazi na tretmanu. Temeljan pregled literature u ovoj oblasti ukazao je na to da postoje brojni instrumenti namenjeni proceni očekivanja klijenta u vezi s psihološkim tretmanom, ali najveći broj njih ima ograničenja koja se prvenstveno tiču ili problematične faktorske strukture instrumenta i s tim povezanog nejasnog predmeta merenja ili preuske operacionalizacije na određeni tip tretmana ili na određeni tip psihološkog problema, čime se ograničava njihova praktična primenljivost. Odnosno, pregled literature ukazuje na nedovoljnu zastupljenost pouzdanih i validnih mera očekivanja ishoda tretmana koje bi se mogle primenjivati u različitim tretmanskim okvirima i sa širokim spektrom specifičnih problema zbog kojih osobe pristupaju nekom tretmanu ili na drugi način pokušavaju da ih reše. U skladu s tim nalazima, skalu PPCES možemo preporučiti kao pouzdanu i validnu meru očekivanja ishoda tretmana, koja bi bila primenjiva u različitim tretmanskim i problemskim kontekstima.

Rezultati koje smo predstavili u okviru dve nezavisne studije upućuju na nekoliko zaključaka. Pre svega, dvadesetoajtemska skala očekivanja promene u vezi s psihološkim problemom PPCES predstavlja pouzdanu meru klijentovih očekivanja ishoda tretmana, koja je svoju konvergentnu validnost dokazala adekvatnim korelacijama s konkurentnim merama specifičnih očekivanja ishoda tretmana, merama generalnih očekivanja, kao i varijablama klijentovog stanja. Međutim, heterogenost skale i nejasna faktorska struktura predstavljaju njen osnovni problem, što u tom kontekstu dovodi u pitanje kako njenu pouzdanost, tako i predmet merenja, budući da ona pored očekivanja ishoda predstojećeg psihološkog tretmana sadrži i stavke koje se odnose na druge konstrukte, poput dosadašnje efikasnosti u nošenju sa emocionalnim problemom, insistiranje na tehnikama samoohrabrivanja i sl. Faktorskim pročišćavanjem i svođenjem skale na 11 stavki koje operacionalizuju isključivo očekivanja ishoda tretmana, došli smo do jednostavnog, pouzdanog i kratkog instrumenta koji nije izgubio niti malo od malopre pomenutih kvaliteta, a značajno je dobio na konstrukt validnosti. Za sada, njegova primena ograničena je na domen istraživanja fenomena očekivanja ishoda psihološkog tretmana, uloge tog konstrukta u predikciji i ostvarivanju efekata tretmana, kao i relacijama s drugim bliskim konstruktima. Međutim, s obzirom da generalno referiše na „problem zbog kojeg ste ovde” i uznemirenost povodom njega (Prilog 2), upotreba tog

instrumenta nije ograničena isključivo na kliničke i psihoterapijske uslove već potencijalno pokriva domen bilo kojeg tretmana ili programa usmerenog na rešavanje psihološkog ili zdravstvenog problema, uključujući razne intervencije iz domena preventivnih intervencija, programa unapređenja psihološkog blagostanja, promene zdravstvenog ponašanja i slično.

Smatramo da glavna ograničenja našeg istraživanja i s tim u vezi donekle smanjena generalizabilnost dobijenih nalaza proističu iz uzoračkih specifičnosti. S obzirom na skroman uzorak u obe naše studije, a posebno imajući na umu da uzorak Studije 2 potiče iz analognih uslova, smatramo da bi bilo od velike koristi dodatno replicirati dobijeni strukturalni model pre svega na većem heterogenom uzorku psihoterapijskih klijenata. Dodatno, ostavljamo mogućnost strukturalnih varijacija i na specifičnim homogenim poduzorcima klijenata koji pate od sličnih emocionalnih problema, kako na supkliničkom tako i na kliničkom nivou, budući da određene grupe ispitanika manifestuju niži nivo i potencijalno kvalitativno drugačiji oblik specifičnih očekivanja ishoda tretmana kao deo problema koji ih dovodi na tretman (npr., Rutherford, Wager & Rose, 2010). Takođe, u budućim istraživanjima, potrebno je proveriti i vremensku invarijantnost skale, kao i njenu prospektivnu, odnosno prediktivnu validnost realizacijom longitudinalnog istraživačkog dizajna. Dodatno, potencijalnom standardizacijom skale i postavljanjem normi na našoj populaciji, skala bi se mogla prilagoditi ne samo istraživačkoj već i individualnoj upotrebi. Na kraju, možemo preporučiti Skalu očekivanja promene u vezi sa psihološkim problemom za upotrebu u domaćim istraživanjima, uz naznaku da rezultati koje smo predstavili sugerišu upotrebu kraće i sadržinski pročišćene forme skale od 11 stavki datu u Prilogu 2, koja predstavlja bifaktorsku i pouzdanu meru klijentovih očekivanja ishoda psihološkog tretmana, prilagođenu specifičnostima populacije na govornom području srpskog jezika.

Reference

- Ahmed, M., & Westra, H.A. (2009). Impact of a Treatment Rationale on Expectancy and Engagement in Cognitive Behavioral Therapy for Social Anxiety. *Cognitive Therapy and Research*, 33(3), 314–322. doi:10.1007/s10608-008-9182-1
- Ametrano, R.M., Constantino, M.J., & Nalven, T. (2017). The Influence of Expectancy Persuasion Techniques on Socially Anxious Analogue Patients' Treatment Beliefs and Therapeutic Actions. *International Journal of Cognitive Therapy*, 10(3), 187–205. doi:10.1521/ijct.2017.10.3.187
- Arnkoff, D.B., Glass, C.R., & Shapiro, S.J. (2002). Expectations and preferences. U J.C. Norcross (Ur.), *Psychotherapy relationships that work: Therapist contributions and responsiveness to patients*. New York, NY: Oxford University Press. pp. 335–356.
- Baldwin, J.M. (1902). Dictionary of Philosophy and Psychology. Volume 2. *The American Journal of Psychology*, 13(4), 576. doi:10.2307/1412448
- Bentler, P.M. (1989). *EQS structural equations program model*. Los Angeles: BMDP Statistical Software.

- Bentler, P.M. (2006). *EQS structural equations program manual*. Encino, CA: Multivariate Software, Inc..
- Bentler, P.M., & Bonett, D.G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588–606. doi:10.1037//0033-2909.88.3.588
- Brady, J.P., Reznikoff, M., & Zeller, W.W. (1960). The relationship of expectation of improvement to actual improvement of hospitalized psychiatric patients. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 130(1), 41–44. doi:10.1097/00005053-196001000-00006
- Carver, C.S., Scheier, M.F., & Segerstrom, S.C. (2010). Optimism. *Clinical Psychology Review*, 30(7), 879–889. doi:10.1016/j.cpr.2010.01.006
- Cattell, R.B. (1966). The Scree Test For The Number Of Factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2), 245–276. doi:10.1207/s15327906mbr0102_10
- Chang, E.C., D’Zurilla, T.J., & Maydeu-Olivares, A. (1994). Assessing the dimensionality of optimism and pessimism using a multimeasure approach. *Cognitive Therapy and Research*, 18(2), 143–160. doi:10.1007/bf02357221
- Chang, L., & McBride-Chang, C. (1996). The Factor Structure of the Life Orientation Test. *Educational and Psychological Measurement*, 56(2), 325–329. doi:10.1177/0013164496056002013
- Child, D. (2006). *The essentials of factor analysis*. New York, NY: Continuum International Publishing Group. 3rd ed..
- Clark, L.A., & Watson, D. (1991). Tripartite model of anxiety and depression: Psychometric evidence and taxonomic implications. *Journal of Abnormal Psychology*, 100(3), 316–336. doi:10.1037//0021-843x.100.3.316
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. Hillsdale, N. J.: Lawrence Erlbaum. 2nd ed..
- Constantino, M.J., Ametrano, R.M., & Greenberg, R.P. (2012). Clinician interventions and participant characteristics that foster adaptive patient expectations for psychotherapy and psychotherapeutic change. *Psychotherapy*, 49(4), 557–569. doi:10.1037/a0029440
- Norcross, J.C., Constantino, M.J., Glass, C.R., Arnkoff, D.B., Ametrano, R.M., & Smith, J.Z. (2011). Expectations. U *Psychotherapy relationships that work: Evidence-based responsiveness*. (str. 354–376). Oxford University Press (OUP). doi:10.1093/acprof:oso/9780199737208.003.0018
- Constantino, M.J., Penek, S., Bernecker, S.L., & Overtree, C.E. (2014). A preliminary examination of participant characteristics in relation to patients’ treatment beliefs in psychotherapy in a training clinic. *Journal of Psychotherapy Integration*, 24(3), 238–250. doi:10.1037/a0031424
- Cooper, M., & Norcross, J.C. (2016). A brief, multidimensional measure of clients’ therapy preferences: The Cooper-Norcross Inventory of Preferences (C-NIP). *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 16(1), 87–98. doi:10.1016/j.ijchp.2015.08.003
- Devilly, G.J., & Borkovec, T.D. (2000). Psychometric properties of the credibility/expectancy questionnaire. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 31(2), 73–86. doi:10.1016/s0005-7916(00)00012-4

- Diener, E., Emmons, R.A., Larsen, R.J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71–75. doi:10.1207/s15327752jpa4901_13
- Dozois, D.J.A., & Westra, H.A. (2005). Development of the Anxiety Change Expectancy Scale (ACES) and validation in college, community, and clinical samples. *Behaviour Research and Therapy*, 43(12), 1655–1672. doi:10.1016/j.brat.2004.12.001
- Duncan, B.L., Miller, S.D., & Sparks, J.A. (2004). *The heroic client: A revolutionary way to improve effectiveness through client-directed, outcome-informed therapy*. San Francisco: Jossey-Bass.(Rev. ed.).
- Eddington, K.M., Dozois, D.J.A., & Backs-Dermott, B.J. (2014). Evaluation of the Internal Consistency, Factor Structure, and Validity of the Depression Change Expectancy Scale. *Assessment*, 21(5), 607–617. doi:10.1177/1073191113517929
- Fajgelj, S. (2003). *Psihometrija. Metod i teorija psihološkog merenja*. Beograd: Centar za primenjenupsihologiju.
- Fajgelj, S. (2014). *Metode istraživanja ponašanja*. Beograd: Centar za primenjenupsihologiju. 6. izdanje.
- Frank, J.D., & Frank, J.B. (1991). *Persuasion and healing. A comparative study of psychotherapy*. Baltimore: Johns Hopkins University Press. 3rd ed.
- Frank, J.D. (1961). *Persuasion and healing. A comparative study of psychotherapy*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Garfield, S.L. (1994). Research on client variables in psychotherapy. U A.E. Bergin & S.L. Garfield (Ur.), *Handbook of psychotherapy and behavior change*. New York: Wiley. pp. 190–228; 4th ed.
- Garfield, S.L., & Wolpin, M. (1963). Expectations regarding psychotherapy. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 137(4), 353–362. doi:10.1097/00005053-196310000-00007
- Gavrilov-Jerković, V., Jovanović, V., Žuljević, D., & Brdarić, D. (2014). When Less is More: A Short Version of the Personal Optimism Scale and the Self-Efficacy Optimism Scale. *Journal of Happiness Studies*, 15(2), 455–474. doi:10.1007/s10902-013-9432-0
- Gignac, G.E., & Szodorai, E.T. (2016). Effect size guidelines for individual differences researchers. *Personality and Individual Differences*, 102, 74–78. doi:10.1016/j.paid.2016.06.069
- Goldfarb, D.E. (2002). College Counseling Center Clients' Expectations About Counseling: How They Relate to Depression, Hopelessness, and Actual-Ideal Self-Discrepancies. *Journal of College Counseling*, 5(2), 142–152. doi:10.1002/j.2161-1882.2002.tb00216.x
- Goldfried, M.R. (1980). Toward the delineation of therapeutic change principles. *American Psychologist*, 35(11), 991–999. doi:10.1037//0003-066x.35.11.991
- Goldstein, A.P. (1960). Patient's expectancies and non-specific therapy as a basis for (UN)spontaneous remission. *Journal of Clinical Psychology*, 16(4), 399–403. doi:10.1002/1097-4679(196010)16:4<399::aid-jclp2270160416>3.0.co;2-e
- Goldstein, A.P. (1960). Therapist and client expectation of personality change in psychotherapy. *Journal of Counseling Psychology*, 7(3), 180–184. doi:10.1037/h0043998

- Goldstein, A.P. (1962). *Therapist-patient expectancies in psychotherapy*. New York: Pergamon Press.
- Goldstein, A.P., & Shipman, W.G. (1961). Patient expectancies, symptom reduction and aspects of the initial psychotherapeutic interview. *Journal of Clinical Psychology*, 17(2), 129–133. doi:10.1002/1097-4679(196104)17:2<129::aid-jclp2270170207>3.0.co;2-t
- Gorsuch, R.L. (1983). *Factor analysis*. Hillsdale, NJ: Erlbaum. 2nd ed..
- Greenberg, R.P., Constantino, M.J., & Bruce, N. (2006). Are patient expectations still relevant for psychotherapy process and outcome. *Clinical Psychology Review*, 26(6), 657–678. doi:10.1016/j.cpr.2005.03.002
- Haanstra, T.M., Tilbury, C., Kamper, S.J., Tordoir, R.L., Vliet, V.T.P.M., Nelissen, R.G.H.H., . . . Ostelo, R.W. (2015). Can Optimism, Pessimism, Hope, Treatment Credibility and Treatment Expectancy Be Distinguished in Patients Undergoing Total Hip and Total Knee Arthroplasty. *PLOS ONE*, 10(7), 133730. doi:10.1371/journal.pone.0133730
- Hancock, G.R., & Mueller, R.O. (2001). Rethinking construct reliability within latent variable systems. U R. Cudeck, (. Toit, & D. Sorbom (Ur.), *Structural Equation Modeling: Present and future – A festschrift in honor of Karl Joreskog*. Lincolnwood, IL: Scientific Software International. pp. 195–216.
- Herzberg, P.Y., Glaesmer, H., & Hoyer, J. (2006). Separating optimism and pessimism: A robust psychometric analysis of the Revised Life Orientation Test (LOT-R). *Psychological Assessment*, 18(4), 433–438. doi:10.1037/1040-3590.18.4.433
- Hsieh, M., Ponsford, J., Wong, D., & McKay, A. (2012). Exploring variables associated with change in cognitive behaviour therapy (CBT) for anxiety following traumatic brain injury. *Disability and Rehabilitation*, 34(5), 408–415. doi:10.3109/09638288.2011.607219
- Hu, L., & Bentler, P.M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424–453. doi:10.1037//1082-989x.3.4.424
- Hu, L., & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. doi:10.1080/10705519909540118
- Ilardi, S.S., & Craighead, W.E. (1994). The Role of Nonspecific Factors in Cognitive-Behavior Therapy for Depression. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 1(2), 138–155. doi:10.1111/j.1468-2850.1994.tb00016.x
- Jones, S.L., Hadjistavropoulos, H.D., & Soucy, J.N. (2016). A randomized controlled trial of guided internet-delivered cognitive behaviour therapy for older adults with generalized anxiety. *Journal of Anxiety Disorders*, 37, 1–9. doi:10.1016/j.janxdis.2015.10.006
- Jovanović, V., & Gavrilov-Jerković, V. (2013). Dimensionality and Validity of the Serbian Version of the Life Orientation Test-Revised in a Sample of Youths. *Journal of Happiness Studies*, 14(3), 771–782. doi:10.1007/s10902-012-9354-2
- Jovanović, V., Gavrilov-Jerković, V., Žuljević, D., & Brdarić, D. (2014). Psihometrijska evaluacija Skale depresivnosti, anksioznosti i stresa – 21 (DASS-21) na uzorku studenata u Srbiji / Psychometric evaluation of the depression anxiety stre-

- ss scales-21 (DASS-21) in a Serbian student sample. *Psihologija*, 47(1), 93–112. doi:10.2298/psi1401093j
- Kirsch, I. (1990). *Changing expectations: A key to effective psychotherapy*. Belmont, CA: Brooks/Cole.
- Kirsch, I. (1999). How expectancies shape experience. U I. Kirsch (Ur.), . Washington: American Psychological Association (APA). doi:10.1037/10332-000
- Kline, R.B. (2005). *Principles and practices of structural equation modeling*. New York: Guilford Press. 2nd ed..
- Langley, E.L. (2015). *Why do people seek help?, An evaluation of treatment barriers and help-seeking in anxiety disorders*. University of Tasmania. Honours thesis.
- Lazić, M., Jovanović, V., & Gavrilov-Jerković, V. (2018). The general self-efficacy scale: New evidence of structural validity, measurement invariance, and predictive properties in relationship to subjective well-being in Serbian samples. *Current Psychology*, doi:10.1007/s12144-018-9992-6
- Lovibond, S.H., & Lovibond, P.F. (1995). *Manual for the depression anxiety stress scales*. Sydney: Psychology Foundation. 2nd ed..
- Maddux, J.E., Sherer, M., & Rogers, R.W. (1982). Self-efficacy expectancy and outcome expectancy: Their relationship and their effects on behavioral intentions. *Cognitive Therapy and Research*, 6(2), 207–211. doi:10.1007/bf01183893
- Martin, P.J., & Sterne, A.L. (1975). Prognostic expectations and treatment outcome. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 43(4), 572–576. doi:10.1037/h0076886
- Maydeu-Olivares, A., & Coffman, D.L. (2006). Random intercept item factor analysis. *Psychological Methods*, 11(4), 344–362. doi:10.1037/1082-989x.11.4.344
- McNeil, D.W., & Hayes, S.E. (2015). Psychotherapy Analog Studies. U R.L. Cautin & S.O. Lilienfeld (Ur.), *The Encyclopedia of Clinical Psychology*. (str. 1–3). Hoboken, NJ, USA: Wiley. doi:10.1002/9781118625392.wbecp406
- Norberg, M.M., Wetterneck, C.T., Sass, D.A., & Kanter, J.W. (2011). Development and psychometric evaluation of the Milwaukee Psychotherapy Expectations Questionnaire. *Journal of Clinical Psychology*, 67(6), 574–590. doi:10.1002/jclp.20781
- Novović, Z., & Mihić, L. (2008). *Srpski inventar afekata baziranna Positive and Negative Affect Schedule-X (SIAB-PANAS)*. Novi Sad: University of Novi Sad. Unpublished manuscript.
- Novović, Z., Mihić, L., Tovilović, S., & Jovanović, V. (2008). Relations among positive and negative affect, dysphoria and anxiety1. *Psihologija*, 41(4), 413–433. doi:10.2298/psi0804413n
- Nunnally, J., & Bernstein, I. (1994). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill..
- Nurosis, M. (1994). *Statistical Data Analysis*. Chicago: SPSS Inc..
- Reise, S.P., Bonifay, W.E., & Haviland, M.G. (2013). Scoring and Modeling Psychological Measures in the Presence of Multidimensionality. *Journal of Personality Assessment*, 95(2), 129–140. doi:10.1080/00223891.2012.725437
- Rodriguez, A., Reise, S.P., & Haviland, M.G. (2016). Applying Bifactor Statistical Indices in the Evaluation of Psychological Measures. *Journal of Personality Assessment*, 98(3), 223–237. doi:10.1080/00223891.2015.1089249

- Rodriguez, A., Reise, S.P., & Haviland, M.G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137–150. doi:10.1037/met0000045
- Rosenzweig, S. (1936). Some implicit common factors in diverse methods of psychotherapy. *American Journal of Orthopsychiatry*, 6(3), 412–415. doi:10.1111/j.1939-0025.1936.tb05248.x
- Safren, S.A., Heimberg, R.G., & Juster, H.R. (1997). Clients' expectancies and their relationship to pretreatment symptomatology and outcome of cognitive-behavioral group treatment for social phobia. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 65(4), 694–698. doi:10.1037//0022-006x.65.4.694
- Satorra, A., & Bentler, P.M. (2010). Ensuring Positiveness of the Scaled Difference Chi-square Test Statistic. *Psychometrika*, 75(2), 243–248. doi:10.1007/s11336-009-9135-y
- Satorra, A., & Bentler, P.M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. U A. von Eye & C.C. Clogg (Ur.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research*. Thousand Oaks, CA: Sage. (pp. 399–419).
- Scheier, M.F., & Carver, C.S. (1985). Optimism, coping, and health: Assessment and implications of generalized outcome expectancies. *Health Psychology*, 4(3), 219–247. doi:10.1037//0278-6133.4.3.219
- Scheier, M.F., Carver, C.S., & Bridges, M.W. (2001). Optimism, pessimism, and psychological well-being. U E.C. Chang (Ur.), *Optimism and pessimism: Implications for theory, research, and practice..* (str. 189–216). Washington: American Psychological Association (APA). doi:10.1037/10385-009
- Scholz, U., Gutiérrez, D.B., Sud, S., & Schwarzer, R. (2002). Is General Self-Efficacy a Universal Construct? Psychometric findings from 25 countries. *European Journal of Psychological Assessment*, 18(3), 242–251. doi:10.1027//1015-5759.18.3.242
- Schumacker, R., & Lomax, R. (1996). *A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates: Inc..
- Schwarzer, R. (1994). Optimism, vulnerability, and self-beliefs as health-related cognitions: A systematic overview. *Psychology and Health*, 9(3), 161–180. doi:10.1080/08870449408407475
- Schwarzer, R., & Jerusalem, M. (1995). Generalized self-efficacy scale. U J. Weinman, S. Wright, & M. Johnston (Ur.), *Measures in health psychology: A user's portfolio. Causal and control beliefs*. Windsor, UK: NFER-Nelson. pp. 35–37.
- Schweizer, K., & Koch, W. (2001). The assessment of components of optimism by POSO-E. *Personality and Individual Differences*, 31(4), 563–574. doi:10.1016/s0191-8869(00)00161-6
- Steiger, J.H. (2016). Notes on the Steiger–Lind (1980) Handout. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 23(6), 777–781. doi:10.1080/10705511.2016.1217487
- Streiner, D.L. (2003). Starting at the Beginning: An Introduction to Coefficient Alpha and Internal Consistency. *Journal of Personality Assessment*, 80(1), 99–103. doi:10.1207/s15327752jpa8001_18
- Tabachnick, B.G., & Fidell, L.S. (2007). *Using multivariate statistics*. Boston, MA: Allyn and Bacon. 5th ed..

- Tinsley, H.E.A., & Westcot, A.M. (1990). Analysis of the cognitions stimulated by the items on the Expectations About Counseling-Brief Form: An analysis of construct validity. *Journal of Counseling Psychology*, 37(2), 223–226. doi:10.1037/0022-0167.37.2.223
- Tinsley, H.E., Workman, K.R., & Kass, R.A. (1980). Factor analysis of the domain of client expectancies about counseling. *Journal of Counseling Psychology*, 27(6), 561–570. doi:10.1037//0022-0167.27.6.561
- Tsai, M., Ogrodniczuk, J.S., Sochting, I., & Mirmiran, J. (2012). Forecasting Success: Patients' Expectations for Improvement and Their Relations to Baseline, Process and Outcome Variables in Group Cognitive-Behavioural Therapy for Depression. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 21(2), 97–107. doi:10.1002/cpp.1831
- van der Sterren-Kusters, W.J.C., Egger, J.I.M., & van der Heijden, P.T. (2017). Psychometric properties of the Dutch anxiety change expectancy scale (ACES-NL). *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 189–198; 17.
- Vorstenbosch, V., & Laposo, J.M. (2015). Treatment expectancy for anxiety change and response to cognitive behavioral therapy for OCD. *Journal of Obsessive-Compulsive and Related Disorders*, 5, 55–60. doi:10.1016/j.jocrd.2015.02.003
- Wampold, B.E., & Imel, Z.E. (2015). *The great psychotherapy debate: The evidence for what makes the psychotherapy work*. Informa UK Limited. doi:10.4324/9780203582015
- Watson, D., & Clark, L.A. (1994). *The PANAS-X: Manual for the Positive and Negative Affect Schedule-Expanded Form*. Ames: The University of Iowa. doi:10.17077/48vt-m4t2
- Weems, C.F. (2006). The Anxiety Change Expectancy Scale score shows high internal validity and correlation with validated measures of anxiety, self-esteem, and hopelessness in varied settings. *Evidence-Based Mental Health*, 9(3), 66–66. doi:10.1136/ebmh.9.3.66
- Weinberger, J., & Eig, A. (1999). Expectancies: The ignored common factor in psychotherapy. U I. Kirsch (Ur.), *How expectancies shape experience..* (str. 357–382). Washington: American Psychological Association (APA). doi:10.1037/10332-015
- Westra, H.A., Arkowitz, H., & Dozois, D.J.A. (2009). Adding a motivational interviewing pretreatment to cognitive behavioral therapy for generalized anxiety disorder: A preliminary randomized controlled trial. *Journal of Anxiety Disorders*, 23(8), 1106–1117. doi:10.1016/j.janxdis.2009.07.014
- Westra, H.A., Dozois, D.J.A., & Marcus, M. (2007). Expectancy, homework compliance, and initial change in cognitive-behavioral therapy for anxiety. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 75(3), 363–373. doi:10.1037/0022-006x.75.3.363
- Wolpe, J. (1981). Reciprocal inhibition and therapeutic change. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 12(3), 185–188. doi:10.1016/0005-7916(81)90044-6
- Yong, A.G., & Pearce, S. (2013). A Beginner's Guide to Factor Analysis: Focusing on Exploratory Factor Analysis. *Tutorials in Quantitative Methods for Psychology*, 9(2), 79–94. doi:10.20982/tqmp.09.2.p079

Psychometric properties of the Psychological Problem Change Expectancy Scale

Dragan Žuljević

Faculty of Legal and Business Studies "Dr Lazar Vrkatić"

Nikolija Rakočević, Vesna Gavrilov – Jerković

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

The Psychological Problem Change Expectancy Scale (PPCES) is an instrument designed to assess the client's outcome expectations of a psychological treatment. It is based on the Anxiety Change Expectancy Scale (ACES; Dozois & Westra, 2005). The expectancies regarding the psychological change as a treatment outcome expectation are conceptualized as a system of client's prognostic beliefs about the consequences of participation in some kind of psychological treatment, i.e. the client's expectation of improvement of his/her state as a consequence of participation in a psychological treatment. This paper was aimed at evaluating the basic metric characteristics of the ACES adaptation. The adaptation consisted of translating the items into Serbian language and changing the content in order to generally imply to the psychological problem which had been the reason for a person to seek a professional help. The research incorporated two separate studies. In Study 1, conducted on the sample of 171 clients beginning the psychological treatment, the internal consistency and the latent structure of the scale were investigated by exploratory factor analysis (EFA). In Study 2, conducted on the sample of 240 students participating in an analogue study, the construct validity was additionally checked by confirmatory factor analysis (CFA). The results of the EFA suggested a high heterogeneity of the scale, while the CFA, due to the impossibility of confirming the original model, suggested a potential shortening of the scale from the initial twenty to eleven items, organized into the bifactor model. The items were organized in two specific factors – change optimism and change pessimism, together with the general factor – treatment outcome expectations. Concurrent validity was confirmed by adequate correlations with the measures of dispositional optimism, self-efficacy and the measures of subjective well-being. It can be concluded that the PPCES scale is a reliable and valid instrument for assessing the expectations of treatment outcomes, but it is more structurally homogeneous in the form of 11 items compared to the initial structure. Because of the specificity of the samples from both studies, future research should additionally check the structural validity of the PPCES, especially within the clinical population and more homogeneous psychotherapy samples.

Key words: Psychological Problem Change Expectancy Scale, psychometric properties, Serbian sample

Prilog 1

Stavke, deskriptivni pokazatelji stavki i matrica sklopa dobijenog trofaktorskog rešenja latentnog prostora skale PPCES

Br.	Stavka PPCES	M	SD	rit	α	IC	EC	Faktorska opterećenja		
								1	2	3
1.	Sumnjam da se moji problemi ikada mogu promeniti nabolje. (R)	4.18	1.01	.69	.92	.43	.39	-.38	.40	.20
2.	Iako se trudim, izgleda da mi ništa ne pomaže u vezi sa mojim problemom. (R)	3.49	1.19	.59	.92	.61	.48	.06	.72	.04
3.	Čini mi se izuzetno teško ili nemoguće da rešim svoj problem. (R)	3.48	1.12	.68	.92	.63	.46	-.35	.53	-.05
4.	Polazilo mi je za rukom da iskontrolišem svoju uznemirenost tako što sam sam sebi govorio nešto pozitivno.	3.25	1.14	.51	.92	.50	.57	-.11	-.16	.74
5.	Moji problemi su suviše teški da bi se umanjili tretmanom. (R)	4.19	.94	.69	.92	.54	.50	-.53	.33	.14
6.	Drugima možda i uspe da pomognu sebi u kontrolisanju svoje uznemirenosti, ali to ne pali kod mene. (R)	3.61	1.11	.69	.92	.57	.51	-.22	.51	-.14
7.	Ne verujem da ću se ikada osećati istinski opušteno i bezbrižno. (R)	3.71	1.21	.62	.92	.53	.48	-.31	.54	.06
8.	Suočavanje sa mojim strahovima mi nikada nije pomoglo da smanjim svoju uznemirenost. (R)	3.44	1.13	.46	.93	.48	.42	.16	.65	-.18
9.	Kada se nateram da uradim nešto što me plaši, često se ispostavi da to i nije toliko strašno kao što sam mislio.	3.81	.94	.30	.93	.21	.10	.18	-.01	.20
10.	Bivao sam ponekad uspešan u smanjivanju svoje uznemirenosti.	3.48	.96	.37	.93	.32	.31	.12	.06	.52
11.	Malo je toga što neko može da uradi a što bi mi pomoglo u rešavanju mojih problema. (R)	3.91	1.07	.60	.92	.51	.45	-.45	.38	.20
12.	Čak i kad pokušam da govorim sebi pozitivno, to ne pomaže kod moje uznemirenosti. (R)	3.34	1.13	.69	.92	.50	.51	.18	.69	-.24
13.	Pozitivno razmišljanje mi pomaže da se nosim sa svojom uznemirenošću.	3.46	1.06	.52	.92	.44	.48	.08	-.12	.61
14.	Ne postoji rešenje za moj problem. (R)	4.36	.99	.72	.91	.56	.49	-.57	.32	.06

15.	Optimističan sam u vezi sa tim da moja uznemirenost može da se promeni nabolje.	4.08	.91	.56	.92	.58	.51	.63	.07	.23
16.	Shvatam da mogu da umanjim svoju uznemirenost tako što govorim sebi da se opustim ili tako što koristim vežbe opuštanja.	3.44	1.05	.57	.92	.44	.39	.23	-.05	.46
17.	Nikada neću biti sposoban da kontrolišem moju uznemirenost i zabrinutost. (R)	4.02	1.00	.61	.92	.49	.42	-.37	.37	-.01
18.	Verujem da je sasvim moguće da budem opušteniji i manje zabrinut.	4.14	.87	.70	.91	.68	.71	.89	.14	.04
19.	Ako se budem dovoljno trudio, mogu pozitivno uticati na moje probleme.	4.27	.76	.69	.91	.73	.73	.78	.15	.28
20.	Mogu naučiti da kontrolišem neke stvari koje doprinose mojoj uznemirenosti.	4.09	.82	.66	.91	.71	.59	.71	.08	.20

Napomena: *M* = aritmetička sredina; *SD* = standardna devijacija; *rit* = korigovana ajtem-total korelacija; α = Kronbahov alfa koeficijent skale ukoliko se stavka izostavi; *R* = stavka formulisana u suprotnom smeru; *IC* = inicijalni komunalitet; *EC* = ekstrahovani komunalitet; **podebljana** su faktorska opterećenja preko .30.

Prilog 2

PPCES

Uputstvo: Ova skala se sastoji od 11 tvrdnji koje se odnose na Vaša uverenja o rešivosti problema zbog kog ste ovde. Sa njima možete u različitoj meri da se slažete ili ne slažete. Molimo Vas da svaku tvrdnju pažljivo pročitate. Koristeći skalu od 1 do 5, zaokruživanjem broja pored svake rečenice, procenite u kojoj meri se **u ovom trenutku** slažete sa svakom od tvrdnji. Molimo Vas da odgovarate iskreno. **Brojevi imaju sledeće značenje:**

	1	2	3	4	5	
	Uopšte se ne slažem	Uglavnom se ne slažem	Nisam siguran/na	Uglavnom se slažem	U potpunosti se slažem	
1.	Sumnjam da se moji problemi ikada mogu promeniti nabolje.	1	2	3	4	5
2.	Čini mi se izuzetno teško ili nemoguće da rešim svoj problem.	1	2	3	4	5
3.	Moji problemi su suviše teški da bi se umanjili tretmanom.	1	2	3	4	5
4.	Ne verujem da ću se ikada osećati istinski opušteno i bezbrižno.	1	2	3	4	5
5.	Malo je toga što neko može da uradi a što bi mi pomoglo u rešavanju mojih problema.	1	2	3	4	5
6.	Ne postoji rešenje za moj problem.	1	2	3	4	5
7.	Optimističan sam u vezi sa tim da moja uznemirenost može da se promeni nabolje.	1	2	3	4	5
8.	Nikada neću biti sposoban da kontrolišem svoju uznemirenost i zabrinutost.	1	2	3	4	5
9.	Verujem da je sasvim moguće da budem opušteniji i manje zabrinut.	1	2	3	4	5
10.	Ako se budem dovoljno trudio, mogu pozitivno uticati na moje probleme.	1	2	3	4	5
11.	Mogu naučiti da kontrolišem neke stvari koje doprinose mojoj uznemirenosti.	1	2	3	4	5

Napomena: stavke pod rednim brojevima 1, 2, 3, 4, 5, 6 i 8 date su u suprotnom smeru, te ih treba rekodirati pre formiranja sumativnog skora.