

DOI: <https://doi.org/10.54937/ssf.2025.24.2.86-101>

Psychometrické vlastnosti škály osamelosti R-UCLA: Overenie faktorovej štruktúry, vnútornej konzistencie a invariance merania

Psychometric Properties of the R-UCLA Loneliness Scale: Validation of Factor Structure, Internal Consistency, and Measurement Invariance

Robert Tomšík

Abstract

Loneliness during adolescence is a significant psychosocial factor associated with mental health and overall life satisfaction. One of the most commonly used instruments for measuring loneliness is the Revised UCLA Loneliness Scale (R-UCLA). Despite its widespread use, validated data on its psychometric properties in the Slovak context are lacking. The aim of this study was to examine the factor structure, reliability, and measurement invariance of the R-UCLA in a sample of Slovak adolescents. The research sample consisted of 593 students aged 14 to 19 years (72.3% girls). Confirmatory factor analysis (CFA) using the DWLS method supported a three-dimensional model as the most appropriate ($\chi^2(167) = 410.213$; RMSEA = 0.074; CFI = 0.962; TLI = 0.955). Measurement invariance analysis confirmed the equivalence of factor structure and loadings across genders. Cronbach's α coefficients (0.763 – 0.891) and McDonald's ω (0.772 – 0.875) indicated satisfactory internal consistency of the individual subscales. The results support the appropriateness of the R-UCLA scale for research and screening purposes during adolescence in the Slovak context.

Keywords: Loneliness. Isolation. UCLA. R-UCLA. Factor Analysis.

1 Teoretické východiská

Osamelosť je univerzálna skúsenosť, ktorá sa môže objaviť v každom období života a priamo súvisí so zdravím jednotlivca. Osamelosť je rozšírený sociálny jav, ktorý sa bežne vyskytuje bez ohľadu na rasu, rod alebo kultúrne pozadie jednotlivca (Rokach & Neto, 2000). Ľudia ako spoločenské bytosti sú náchylní k pocitu osamelosti v situáciách, keď sú izolovaní od ostatných, keď ich vzťahy stratia svoj významový charakter alebo v dôsledku ich postoja k spoločnosti (Rokach & Neto, 2000). Perlman a Peplau (1981), spolu s Russellom a kol. (Russell, Peplau, & Cutrona, 1980), definujú osamelosť

ako špecifický zážitok nepríjemného charakteru, ktorého príčina spočíva v kvantitatívnom a kvalitatívnom ochudobnení sociálnych vzťahov. Autori tiež ponímajú pocit osamelosti ako rozpor medzi želanými a skutočnými sociálnymi vzťahmi (Russell, Peplau, & Cutrona, 1980). Niekoľkými štúdiami bolo zistené, že pocit osamelosti spôsobuje u osamelých jednotlivcov zjavné nepohodlie (Peplau & Perlman, 1981), ktoré predikuje symptómy depresie (Cacioppo & Cacioppo, 2018), úzkosti a stresu (Cacioppo, Hawkley & Berntson, 2003), poruchy osobnosti a psychózy (Richman & Sokolove, 1992), suicidálne tendencie (Goldsmith et al., 2002), kognitívne poruchy (Gow et al., 2013), zníženie fyzickej aktivity a kvality spánku (Cacioppo, et al., 2002), či kardiovaskulárneho zdravia (Cacioppo, Hawkley & Berntson, 2003; Hawkley et al., 2003). Osamelosť bola taktiež identifikovaná ako rizikový faktor úmrtnosti a chorobnosti (Shiovitz-Ezra & Ayalon, 2010). Ako uvádzajú niektorí autori (Russell, Peplau, & Cutrona, 1980), osamelosť je výrazným fenoménom v dvoch hlavných obdobiach života: adolescencii a seniorskom veku. V adolescencii dochádza k veľkým zmenám v sociálnych vzťahoch a identite jednotlivca, čo môže spôsobiť pocity izolácie a odtrhnutia od vrstovníkov. Naopak, v seniorskom veku môžu fyzické obmedzenia, strata blízkych osôb a zmeny v sociálnom prostredí prispievať k pocitom osamelosti. Tieto fázy života sú preto z hľadiska výskytu a závažnosti osamelosti obzvlášť zraniteľné.

Z medzinárodných výskumov vyplýva, že osamelosť ovplyvňuje približne 6,0 až 8,0 % celkovej populácie, pričom ide prevažne o údaje zo Spojených štátov a krajín západnej Európy (Cacioppo & Cacioppo, 2018). V populácii adolescentov je výskyt osamelosti ešte vyšší – globálna metaanalýza uvádza prevalenciu na úrovni 14,4 % (Surkalim et al., 2022). U seniorov nad 65 rokov sa výskyt pohybuje medzi 20,0 % a 45,0 % podľa výsledkov z rôznych európskych krajín (Dahlberg et al., 2015; Victor & Bowling, 2012). Hoci mnoho dostupných údajov o výskyte osamelosti pochádza zo zahraničných výskumov, aj slovenské dáta poukazujú na vysoký výskyt osamelosti u mladých ľudí. Počas pandémie COVID-19 až 43,0 % detí a adolescentov podľa štúdie VÚDPaP (2021) uviedlo, že sa cítili osamelé. Podobne, v medzinárodnej štúdii HBSC (2021/2022) sa často cítilo osamelé približne 26,0 % dievčat a 11,0 % chlapcov vo veku 13 rokov.

Osamelosť je komplexný psychologický jav, ktorý možno členiť podľa oblastí života, ktoré zasahuje. Takáto kategorizácia napomáha lepšiemu pochopeniu jej rozmanitých prejavov a vplyvov. V literatúre sa najčastejšie rozlišujú emocionálna, sociálna, fyziologická a existenciálna osamelosť, založené na odlišných konceptualizáciách (Domènech-Abella et al., 2017; Weiss, 1973). Emocionálna osamelosť označuje subjektívne vnímanú absenciu blízkych vzťahov, ktoré poskytujú intimitu a emocionálnu oporu (Weiss, 1973). Sociálna osamelosť sa týka nedostatku dostupnej či žiadanej sociálnej siete. Kým emocionálna osamelosť súvisí skôr s absenciou hlbokých väzieb, sociálna sa viaže na rozsah a kvalitu sociálnych interakcií (Liu

& Rook, 2013). Fyziologická osamelosť, blízka pojmu sociálna izolácia, predstavuje objektívne oddelenie od ľudí (napr. v dôsledku hospitalizácie či geografickej izolácie). Takýto stav môže negatívne ovplyvniť psychické a emocionálne prežívanie (Wolters et al., 2023). Existenciálna osamelosť zasahuje do otázok bytia a identity. Prejavuje sa pocitom odcudzenia od sveta, spoločnosti či samého seba, často spojeným so stratou zmyslu alebo hodnotovou nezhodou s okolím (May & Yalom, 2000; Yalom, 1980). Môže byť vyvolaná krízou, stratou či reflexiou životných cieľov a identity (Mayers & Svartberg, 2001).

Na rozdiel od emocionálnej, sociálnej či fyziologickej osamelosti sa zameriava na hlbšie aspekty ľudskej existencie. Z pohľadu psychológie osobnosti ide o pocit odcudzenia od vlastnej identity a miesta vo svete, súvisiaci so zmyslom života (Garnow et al., 2022). V tejto oblasti boli vyvinuté štandardizované výskumné a skriningové nástroje na kvantifikáciu tejto zložitej dimenzie. Naproti tomu pre emocionálnu, sociálnu a fyziologickú osamelosť štandardizované nástroje zväčša chýbajú, hoci existujú etablované škály ako UCLA (Russell, Peplau, & Cutrona, 1980) či De Jong Gierveld (Gierveld & Tilburg, 2010), ktoré priniesli cenné poznatky, no ich psychometrické vlastnosti zostávajú predmetom výskumu.

1.1 UCLA model osamelosti

Už v 80. rokoch 20. storočia bola osamelosť identifikovaná ako významný rizikový faktor pre zdravie a subjektívnu pohodu. Jedným zo spôsobov merania osamelosti je použitie sebahodnotiacich škál. Na meranie osamelosti bolo vyvinutých niekoľko nástrojov (Robinson, Shaver & Wrightsman, 1991), ktoré sú založené, alebo na unidimenzionálnom alebo multidimenzionálnom konceptuálnom prístupe (Neto, 1992). Revidovaná škála osamelosti Kalifornskej univerzity v Los Angeles (R-UCLA; Russell, Peplau & Cutrona, 1980) je jedným z najpoužívanejších nástrojov na meranie osamelosti a používa sa už niekoľko desaťročí. Jej široké využitie potvrdzuje aj systematická metaanalýza realizovaná v rámci výskumov osamelosti (Mund et al., 2020), ktorá identifikovala škálu R-UCLA ako najčastejšie používaný nástroj v oblasti kvantitatívneho hodnotenia osamelosti. Mnoho výskumníkov považuje škálu osamelosti R-UCLA za psychometricky najlepší dostupný nástroj na meranie tohto javu (Hartshorne, 1993). Jej použitie je relevantné aj v súčasnosti. Škála bola využitá v rôznych výskumoch naprieč kultúrnymi a vekovými skupinami, napríklad pri štúdiu osamelosti u seniorov (Chou & Liang, 2022), študentov počas pandémie (Labrague & Ballard, 2021) či v súvislosti so sociálnymi médiami (Bekalu et al., 2021).

Konstrukt bol založený na poňatí osamelosti ako jednodimenzionálnej emocionálnej reakcie na nesúlad medzi žiaducou a dosiahnutou úrovňou sociálneho kontaktu (Robinson, Shaver & Wrightsman, 1991). Pri R-UCLA bola zistená dobrá vnútorná konzistencia ($\alpha = 0,94$) a nástroj splňal aj

uspokojivé hodnoty súbežnej aj diskriminačnej validity (Russell, Peplau, & Cutrona, 1980). Russell, Peplau a Cutrona (1980) uvádzajú, že konštruktová validita revidovanej škály je stanovená vzťahom skóre osamelosti k vybraným afektívnym poruchám alebo stavom, ktoré boli empiricky aj teoreticky spojené s osamelosťou. Celkové skóre korelovalo napr. s depresiou, úzkosťou a pocitmi opustenosti, prázdnoty, beznádeje, izolácie a sociálnej nespokojnosti. Diskriminačná validita bola taktiež podporená zistením, že osamelosť predstavuje psychologicky odlišný konštrukt od sociálnej žiaducnosti, podstupovania sociálneho rizika či negatívneho afektu.

Aj keď prvotné štúdie (napr. Russell, 1982) preukázali uspokojivú vnútornú konzistenciu R-UCLA, neskoršie štúdie, pri ktorých boli použité aj iné psychometrické analýzy ako exploračná a konfirmačná faktorová analýza, zistili, že vnútorná štruktúra škály nie je v súlade s teoretickými predpokladmi (Hartshorne, 1993). Viaceré štúdie potvrdili, že škála je multidimenzionálna (Maes et al., 2022; Hawkley et al., 2005; Kwiatkowska, Rogoza & Kwiatkowska, 2018; Wongpakaran et al., 2020). Dvadsaťpoložková UCLA (Russell, Peplau, & Cutrona, 1980) aj jej aktualizované formy (R-UCLA, UCLA-LS2 a UCLA-LS3; Russell, 1996) boli analyzované a publikované s podstatnými štrukturálnymi modifikáciami (napr. Wongpakaran et al., 2020), čo viedlo k viacerým verziám s obmedzenými alebo nekonzistentnými dôkazmi o ich validite (Maes et al., 2022). Aj keď niektorým štúdiám sa podarilo validovať pôvodný unidimenzionálny konštrukt osamelosti (napr. Ausín et al., 2018), žiadna z týchto štúdií neuvádza ukazovatele zhody modelu (napr. SRMR, RMSEA, CFI či TLI).

Tieto rozpory v literatúre viedli k vytvoreniu viacerých konkurenčných modelov, ktoré reflektujú snahu zachytiť komplexnosť fenoménu osamelosti. Wilson et al. (1992) a Dodeen (2014) navrhli dvojfaktorové riešenia, ktoré rozlišujú medzi pozitívne a negatívne formulovanými položkami. V prípade Wilsona a kol. boli tieto faktory interpretované ako Intímna osamelosť a Sociálna osamelosť, zatiaľ čo Dodeen (2014) tieto dimenzie explicitne nepomenoval, no potvrdil ich štrukturálnu oddelenosť a teoretickú významnosť. V oboch prípadoch išlo o modely, ktoré mali vyššiu vnútornú konzistenciu a lepšiu diskriminačnú kapacitu než pôvodný jednorozmerný prístup.

Na druhej strane Hawkley et al. (2005), Pollet et al. (2022) a Kwiatkowska, Rogoza a Kwiatkowska (2018) identifikovali trojfaktorové štruktúry, ktoré sa ukázali ako stabilné v rôznych populačných skupinách. Hawkley a kol. definovali faktory ako Izolácia, Vzťahová prepojenosť a Kolektívna prepojenosť, zatiaľ čo Kwiatkowska a kol. použili označenia Intímna osamelosť, Sociálna osamelosť a Spolupatričnosť a príslušnosť. Pollet et al. (2022) aplikovali ten istý trojfaktorový rámec, pričom zachovali pomenovania Izolácia, Vzťahová prepojenosť a Kolektívna prepojenosť aj keď ich výskumný súbor tvorili prevažne dospelí respondenti. Napriek

terminologickým odlišnostiam sa faktorové štruktúry v týchto štúdiách prekrývali, čo podporuje ich konceptuálnu robustnosť.

Ďalšie empirické práce podporili modely so štyrmi faktormi. V štúdií Penning, Liu & Chou (2014) boli identifikované štyri faktory, ktoré autori explicitne pomenovali ako Sociálna osamelosť, Zdieľanie s ostatnými, Absencia spolupatričnosti a Neprítomnosť intimity. Tieto dimenzie boli odvodené z dát získaných od staršej dospeléj populácie, pričom reflektovali rôzne aspekty nedostatočného sociálneho zapojenia a vzťahovej reciprocitu. Štúdia Hojata (1992) taktiež potvrdila štyri dimenzie, no použila odlišný výskumný súbor a teoretický rámec. Päťfaktorové modely boli prezentované v štúdiách Netoa (1992) a Hojata (1982), hoci faktory neboli presne terminologicky pomenované, obaja autori zdôraznili ich význam pri vysvetľovaní variability odpovedí a konzistenciu naprieč položkami.

Tieto rôzne prístupy naznačujú, že latentná štruktúra škály R-UCLA nie je jednoznačne ustálená a zostáva predmetom metodologickej diskusie. Navyše, väčšina existujúcich validácií bola realizovaná v anglofónnych alebo ázijských kontextoch, často na súboroch dospelých alebo seniorov, zatiaľ čo populácia adolescentov zostáva v tomto ohľade výrazne menej preskúmaná. Zároveň chýbajú validačné štúdie realizované v slovenskom kultúrno-jazykovom prostredí, ktoré by zohľadňovali špecifiká vnímania osamelosti u tejto cieľovej skupiny.

Cieľom tejto štúdie je preto systematicky porovnať najčastejšie navrhované faktorové riešenia škály R-UCLA v rámci slovenskej adolescentnej populácie. Na základe prehľadu literatúry budú testované nasledovné modely: pôvodný jednodimenzionálny model (Russell, Peplau, & Cutrona, 1980), dvojdimenzionálne modely (Dodeen, 2014; Wilson et al., 1992), trojdimenzionálne modely (Kwiatkowska et al., 2018; Hawkey et al., 2005; Pollet et al., 2022), štvorfaktorové modely (Hojat, 1982; Penning et al., 2014) a päťfaktorové modely (Hojat, 1982; Neto, 1992). Cieľom štúdie je identifikovať model s najvyššou štrukturálnou vhodnosťou, vnútornou konzistenciou a potenciálom pre výskumné a skríningové využitie v kontexte slovenských adolescentov.

2 Metódy

2.1 Výskumný súbor a zber dát

Do výskumu bolo zaradených 593 študentov stredných škôl zo Slovenskej republiky, pričom 72,3 % tvorili dievčatá ($n = 429$) a 27,7 % chlapci ($n = 164$). Priemerný vek celého výskumného súboru bol $M = 16,81$ roka ($SD = 1,576$); priemerný vek dievčat bol $M = 16,70$ ($SD = 1,862$) a chlapcov $M = 16,90$ ($SD = 1,329$). Súbor bol zostavený tak, aby zohľadňoval približne rovnomerné zastúpenie jednotlivých krajov Slovenskej republiky, ročníkov a typov stredných škôl. Percentuálne zastúpenie podľa krajov bolo nasledovné: Bratislavský kraj (11,3 %), Trnavský (9,4 %),

Trenčiansky (10,8 %), Nitriansky (11,1 %), Žilinský (12,3 %), Banskobystrický (13,0 %), Prešovský (15,6 %) a Košický kraj (16,5 %). Z hľadiska typu školy boli zastúpené gymnáziá (43,5 %), stredné odborné školy (39,1 %) a stredné odborné učilištia (17,4 %).

Zber údajov prebiehal prezenčne, papierovo-ceruzkovou formou za prítomnosti vyškolených odborných zamestnancov. Každý respondent vyplnil výskumnú batériu počas jedného sedenia v trvaní približne 60 minút. Pred zberom údajov boli všetci účastníci informovaní o účele výskumu, princípoch dobrovoľnosti, anonymného spracovania údajov a o možnosti kedykoľvek odstúpiť z výskumu bez udania dôvodu. U študentov mladších ako 18 rokov bol informovaný súhlas zabezpečený od zákonného zástupcu aj samotného respondenta; u plnoletých účastníkov bol súhlas získaný individuálne. Pred realizáciou výskumu bol taktiež získaný súhlas autorov škály R-UCLA na jej použitie na výskumné a validačné účely.

2.2 Výskumná batéria

Hlavným nástrojom použitým vo výskume bola Revidovaná škála osamelosti Kalifornskej univerzity v Los Angeles (R-UCLA; Russell, Peplau & Cutrona, 1980), ktorá patrí medzi najpoužívanejšie sebahodnotiace nástroje na meranie subjektívne prežívanej osamelosti. Škála pozostáva z 20 položiek hodnotených na škále Likertovho typu so skórovacím rozsahom od 0 (nikdy) do 3 (často). Celkové skóre sa vypočíta ako súčet odpovedí, pričom vyššie hodnoty indikujú vyššiu mieru osamelosti. Vo výskume bola použitá slovenská verzia preložená a adaptovaná podľa Hupkovej (2002). Preklad prešiel spätným prekladom a bol jazykovo a obsahovo revidovaný v súlade s odporúčaniami pre transkulturnú adaptáciu psychodiagnostických nástrojov.

Okrem vyššie uvedenej škály, výskumná batéria obsahovala aj ďalšie psychodiagnostické a výskumné nástroje, ako napríklad dotazník B-JEPI (Eysenck & Eysenck, 1988), Škálu koherencie (Antonovsky, 1987) či Existenciálnu škálu (Längle et al., 2003). Súčasťou výskumnej batérie bol aj sociodemografický dotazník, ktorý zisťoval základné identifikačné a kontextové premenné (vek, rod, typ školy, ročník, kraj bydliska a pod.). Kontrola kvality odpovedí bola zabezpečená prostredníctvom škály sociálnej žiaducnosti, ktorá bola súčasťou jedného zo štandardizovaných osobnostných dotazníkov a obsahovala kontrolné položky typu „Lži“. Odpovede s extrémne vysokými hodnotami na tejto škále boli vyhodnotené ako rizikové z hľadiska skreslenia, a preto boli tieto odpovede z ďalších analýz vypustené.

2.3 Štatistické analýzy

Predbežné spracovanie údajov prebiehalo v prostredí Microsoft Excel. Deskriptívna štatistika, analýza vnútornej konzistencie a konfirmačná faktorová analýza (CFA) boli realizované v programoch SPSS ver. 25 a JASP ver. 0.14.1.0. Normalita distribúcie dát bola posúdená Kolmogorov-

Smirnovovým testom, pričom všetky položky vykazovali signifikantnú odchýlku od normálneho rozdelenia, čo bolo zohľadnené pri výbere analytických metód (Li, 2016).

Na overenie modelov nástroja R-UCLA bola aplikovaná CFA metódou DWLS s robustnou korekciou, ktorá je vzhľadom na ordinálne položky a porušenie normality vhodnejšia ako metóda ML (Li, 2016). Výsledky CFA boli interpretované na základe chí-kvadrátu a indexov zhody (Hooper, Coughlan & Mullen, 2008). Nižší chí-kvadrát naznačuje lepšiu zhodu, no tento ukazovateľ je citlivý na veľkosť súboru a odchýlky od normalnosti. Za kritériá dobrej zhody sa považovali: $RMSEA \leq 0,08$ (Bentler & Bonett, 1980), CFI a $TLI \geq 0,95$ (Finney & DiStefano, 2013).

Vnútna konzistencia bola hodnotená pomocou Cronbachovho α a McDonaldovho ω . Zatiaľ čo α predpokladá tau-ekvivalenciu, ω je vhodnejší pri heterogénnych alebo multidimenzionálnych nástrojoch (Field, 2018), a preto jeho použitie dopĺňa celkové posúdenie reliability.

V doplnkových analýzach boli vypočítané Pearsonove korelácie medzi faktormi a položkami. Napriek odchýlkam od normality bolo vzhľadom na veľkosť súboru ($n = 593$) a robustnosť Pearsonovho koeficientu jeho použitie opodstatnené (Field, 2018).

3 Výsledky

3.1 Faktorová štruktúra nástroja R-UCLA

Štruktúra dotazníka bola analyzovaná pomocou konfirmačnej faktorovej analýzy (CFA) s použitím metódy DWLS (robustná korekcia). Bolo testovaných päť modelov podľa odporúčaní, empirických zistení a teoretických východísk predchádzajúcich autorov. Unidimenzionálny, dvojdimenzionálny, štvordimenzionálny a päťdimenzionálny model nedosiahli prijateľnú úroveň zhody s dátami (Tab. 1). Trojfaktorový model bez modifikácií ako jediný splňal požadované kritériá, a jeho ukazovatele zhody boli nasledovné: $\chi^2(167) = 410,213$; $\chi^2/df = 2,456$; $p < 0,001$; $RMSEA = 0,074$ (90% CI 0,066 – 0,083); $CFI = 0,962$ a $TLI = 0,955$. Všetky štandardizované zaťaženia faktorov (λ) latentnej premennej boli štatisticky významné ($p < 0,001$). Iba jedna položka dotazníka mala faktorové zaťaženie $< 0,400$ (R-UCLA 16; Tab. 2; Tab. 3). Na základe týchto výsledkov bol podporený trojfaktorový model nástroja R-UCLA.

Tab. 1: Komparácia hodnôt vhodnosti testovaných modelov R-UCLA.

F	Zdroj	$\chi^2(df)$	p	RMSEA	90% CI		CFI	TLI
1	Russell (1996)	884,15(170)	0,001	0,119	0,111	0,127	0,875	0,860
2	Dodeen (2014)	678,21(169)	0,001	0,087	0,078	0,096	0,874	0,851
3	Hawkley et al. (2005)	410,21(167)	0,001	0,074	0,066	0,083	0,962	0,955
4	Penning et al. (2014)	550,31(140)	0,001	0,090	0,081	0,099	0,905	0,885
5	Neto (1992)	610,50(130)	0,001	0,095	0,085	0,105	0,893	0,872

Poznámka: F – počet faktorov; χ^2 – Chí štatistika; df – stupne voľnosti; p – štatistická významnosť; RMSEA – Root Mean Square Error of Approximation; 90% CI – interval spoľahlivosti pre RMSEA; CFI – Comparative Fit Index; TLI – Tucker-Lewis Index.

Tab. 2: Zaťaženia faktorov (R-UCLA).

Faktor	Položka	Est.	Std. Error	z	p	95% CI		Std. Est.
						Dolný	Horný	
R-UCLA F1	R-UCLA 2	0,593	0,056	10,593	< 0,001	0,484	0,703	0,569
	R-UCLA 3	0,657	0,068	9,607	< 0,001	0,523	0,791	0,538
	R-UCLA 4	0,722	0,053	13,591	< 0,001	0,618	0,826	0,666
	R-UCLA 7	0,737	0,065	11,281	< 0,001	0,609	0,865	0,645
	R-UCLA 8	0,686	0,061	11,241	< 0,001	0,566	0,805	0,622
	R-UCLA 11	0,857	0,054	15,802	< 0,001	0,751	0,963	0,751
	R-UCLA 12	0,734	0,052	14,035	< 0,001	0,631	0,836	0,687
	R-UCLA 13	0,846	0,056	15,082	< 0,001	0,736	0,956	0,699
	R-UCLA 14	0,940	0,050	18,844	< 0,001	0,842	1,038	0,822
	R-UCLA 17	0,851	0,053	15,935	< 0,001	0,746	0,955	0,738
R-UCLA F2	R-UCLA 18	0,508	0,077	6,597	< 0,001	0,357	0,659	0,413
	R-UCLA 10	0,697	0,051	13,556	< 0,001	0,596	0,798	0,691
	R-UCLA 15	0,801	0,055	14,547	< 0,001	0,693	0,909	0,683
	R-UCLA 16	0,277	0,074	3,728	< 0,001	0,131	0,422	0,253
	R-UCLA 19	0,786	0,055	14,170	< 0,001	0,677	0,894	0,753
R-UCLA F3	R-UCLA 20	0,779	0,060	13,095	< 0,001	0,663	0,896	0,692
	R-UCLA 1	0,538	0,056	9,569	< 0,001	0,427	0,648	0,603
	R-UCLA 5	0,882	0,056	15,881	< 0,001	0,773	0,990	0,829
	R-UCLA 6	0,810	0,056	14,344	< 0,001	0,700	0,921	0,781
	R-UCLA 9	0,607	0,064	9,421	< 0,001	0,481	0,733	0,588

Poznámka: Est. – neštandardizovaný odhad faktorového náboja; Std. Error – štandardná chyba odhadu; z – hodnota testovacej štatistiky; p – hladina významnosti; CI – 95 % interval spoľahlivosti; Std. Est – štandardizovaný odhad faktorového náboja.

Tab. 3: Reziduálne variácie (R-UCLA).

Položka	Est.	Std. Error	z	p	95% CI		Std. Est.
					Dolný	Horný	
R-UCLA 2	0,737	0,069	10,702	< 0,001	0,602	0,871	0,677
R-UCLA 3	1,061	0,100	10,643	< 0,001	0,866	1,256	0,711
R-UCLA 4	0,653	0,060	10,819	< 0,001	0,534	0,771	0,556
R-UCLA 7	0,761	0,103	7,366	< 0,001	0,559	0,964	0,584
R-UCLA 8	0,746	0,083	8,953	< 0,001	0,583	0,909	0,613
R-UCLA 11	0,569	0,056	10,142	< 0,001	0,459	0,679	0,437
R-UCLA 12	0,601	0,060	10,059	< 0,001	0,484	0,718	0,528
R-UCLA 13	0,749	0,072	10,382	< 0,001	0,607	0,890	0,511
R-UCLA 14	0,424	0,058	7,293	< 0,001	0,310	0,538	0,324
R-UCLA 17	0,604	0,069	8,750	< 0,001	0,469	0,739	0,455
R-UCLA 18	1,258	0,115	10,917	< 0,001	1,032	1,484	0,830
R-UCLA 10	0,533	0,061	8,675	< 0,001	0,413	0,654	0,523
R-UCLA 15	0,733	0,076	9,624	< 0,001	0,584	0,882	0,533
R-UCLA 16	1,121	0,076	14,833	< 0,001	0,973	1,269	0,936
R-UCLA 19	0,470	0,059	7,995	< 0,001	0,355	0,585	0,432
R-UCLA 20	0,659	0,075	8,774	< 0,001	0,512	0,807	0,520
R-UCLA 1	0,506	0,073	6,913	< 0,001	0,363	0,649	0,637
R-UCLA 5	0,353	0,071	4,976	< 0,001	0,214	0,492	0,312
R-UCLA 6	0,421	0,061	6,891	< 0,001	0,301	0,541	0,391
R-UCLA 9	0,697	0,076	9,188	< 0,001	0,548	0,846	0,654

Poznámka: Est. – neštandardizovaný odhad faktorového náboja; Std. Error – štandardná chyba odhadu; z – hodnota testovacej štatistiky; p – hladina významnosti; CI – 95 % interval spoľahlivosti; Std. Est – štandardizovaný odhad faktorového náboja.

3.2 Invariancia merania

Výsledky testovania invariance merania vzhľadom na rod sú uvedené v Tabuľke 4. Dáta sú reportované v súlade s odporúčaniami Putnickovej a Bornsteina (2016). Kritériá pre hodnoty jednotlivých modelov boli definované na základe odporúčaní Chena (2007), kde hodnoty $\Delta CFI \geq 0,005$ a $\Delta RMSEA \geq 0,010$ (0,005 pri skalárnej a striktnej invariancii indikujú narušenie invariance). Na základe týchto kritérií možno všetky štyri modely považovať za akceptovateľné a konštatovať, že výsledky podporujú invarianciu merania slovenskej verzie nástroja R-UCLA vzhľadom na rod. Zistenia naznačujú, že faktorová štruktúra a faktorové zaťaženia sú ekvivalentné pre dievčatá aj chlapcov, a v oboch skupinách možno hovoriť aj o ekvivalencii priemerov a reziduálnej variability položiek.

Tab. 4: Invariancia merania nástroja R-UCLA vzhľadom na rod respondentov.

Invariancia	Konfigurálna	Metrická	Skalárna	Striktná
χ^2	520,042	575,092	592,182	614,121
df	334	351	368	388
CFI	0,967	0,961	0,961	0,960
$RMSEA$	0,061	0,066	0,064	0,063
$\Delta\chi^2$	–	55,05	17,09	21,939
Δdf	–	17	17	20
ΔCFI	–	-0,006	0,000	-0,001
$\Delta RMSEA$	–	0,005	-0,002	-0,001

3.3 Reliabilita a vzťahy medzi faktormi škály R-UCLA

Reliabilita bola stanovená pomocou koeficientov Cronbachovo α a McDonaldovo ω . Pre doplnujúce analýzy boli vypočítané aj hodnoty koeficientov po vypustení jednotlivých položiek a korelácie položiek s celkovým skóre. Subškály boli zostavené na základe výsledkov predchádzajúcej konfirmačnej faktorovej analýzy. Reliabilita jednotlivých subškál dotazníka R-UCLA bola nasledovná: Izolácia (F1), $\alpha = 0,891$, $\omega = 0,875$; Vzťahová prepojenosť (F2), $\alpha = 0,763$, $\omega = 0,772$; Kolektívna prepojenosť (F3), $\alpha = 0,778$, $\omega = 0,784$. Korigované korelácie položiek s celkovým skóre subškál sa pohybovali v rozpätí od $r = 0,294$ do $r = 0,750$. Celková reliabilita by sa pri odstránení žiadnej položky výrazne nezvýšila, s výnimkou položky R-UCLA 16, ktorá dosahovala nižšie korelačné koeficienty s celkovým skóre a zároveň nižšie faktorové zaťaženie.

V rámci doplnkových analýz bola testovaná konvergentná validita škály R-UCLA prostredníctvom výpočtu interkorelácií medzi jednotlivými subškálami. Predpokladalo sa, že subškály budú medzi sebou pozitívne a stredne až silno korelovať, čo by podporilo ich interpretáciu ako vzájomne súvisiacich dimenzií spoločného konštruktú. Skóre subškály Izolácia významne korelovalo so subškálou Vzťahová prepojenosť, $r = 0,643$ ($p < 0,001$), a so subškálou Kolektívna prepojenosť, $r = 0,490$ ($p < 0,001$). Najsilnejšia korelácia bola zaznamenaná medzi subškálami Vzťahová prepojenosť a Kolektívna prepojenosť, $r = 0,750$ ($p < 0,001$).

Diskusia a záver

Výsledky tejto štúdie rozširujú poznatky o psychometrických charakteristikách škály R-UCLA v adolescentnej populácii a prispievajú k prebiehajúcej diskusii o jej faktorovej štruktúre. Trojfaktorové riešenie, ktoré sa preukázalo ako najvhodnejšie, je v súlade s viacerými predchádzajúcimi validáciami (napr. Kwiatkowska et al., 2018; Hawkey et al., 2005; Pollet et al., 2022), zároveň si však vyžaduje špecifickú

interpretáciu faktorov v kontexte vývinových a kultúrnych charakteristík adolescentnej populácie.

Hoci viaceré testované modely dosahovali podobné hodnoty ukazovateľov zhody, trojfaktorový model bol uprednostnený na základe kombinácie štatistických a interpretačných kritérií. V porovnaní s dvojfaktorovým riešením (napr. Wilson et al., 1992; Dodeen, 2014), ktoré často odlišuje položky len na základe polarity formulácie (kladne verzus záporne formulované), poskytuje trojfaktorová štruktúra konceptuálne zmysluplnejší rámec, založený na obsahovej blízkosti položiek. Štvordimenzionálne a päťdimenzionálne modely (napr. Penning et al., 2014; Hojat, 1982), ktoré rozlišovali napr. medzi dimenziami „zdieľanie s ostatnými“ a „neprítomnosť intimity“ alebo „absencia spolupatričnosti“ a „sociálna osamelosť“, sa v našom výskumnom kontexte ukázali ako menej interpretačne udržateľné. Navyše, v niektorých z týchto modelov sa vyskytovala značná redundancia položiek medzi faktormi, čo znižovalo ich praktickú použiteľnosť.

Naopak, trojfaktorové rozlíšenie (izolácia, vzťahová prepojenosť a kolektívna prepojenosť) umožňuje nielen spoľahlivejšie štatistické rozvrstvenie dát, ale aj psychologickú interpretáciu reflektujúcu vývinové a sociálne výzvy adolescencie. Tieto dimenzie navyše do veľkej miery zodpovedajú modelu Hawkley et al. (2005), ktorý bol validovaný práve na adolescentnej populácii. V predmetnej štúdii sa potvrdila dobrá vnútorná konzistencia jednotlivých subškál a jasné tematické vymedzenie položiek, čo posilňuje dôvodnosť preferencie tohto modelu.

Na základe teoretických východísk, ktoré rozlišujú medzi fyziologickou, emocionálnou a sociálnou osamelosťou, ako aj s prihliadnutím na psychometrické výsledky tejto štúdie, navrhujeme interpretovať identifikované faktory nasledovne: A) *Izolácia* zoskupuje položky, ktoré sa viažu na subjektívne prežívanie oddelenosti alebo odtrhnutia od ostatných ľudí. Týkajú sa najmä vnímania absencie blízkosti a sociálneho kontaktu, a to aj v prípadoch, keď nie je explicitne vyjadrená túžba po vzťahoch; B) *Vzťahová prepojenosť* zahŕňa položky súvisiace s percepciou dôvery, bezpečia a recipročnej podpory vo vzťahoch. Nižšie skóre v tejto dimenzii poukazuje na osamelosť spojenú so zníženou kvalitou alebo nedostatkom dôverných väzieb; C) *Kolektívna prepojenosť* reflektuje prežívanie príslušnosti k širšiemu sociálnemu celku, ako je komunita, rovesnícka skupina alebo spoločnosť. Položky v tejto dimenzii sa vzťahujú na skúsenosti vylúčenia, marginalizácie alebo odcudzenia na skupinovej úrovni.

Tieto dimenzie možno považovať za navzájom komplementárne a zároveň konceptuálne odlišné, čím prispievajú k viacvrstvovému chápaniu osamelosti ako psychologického javu. Napriek podobnostiam s predchádzajúcimi modelmi (napr. intímna a sociálna osamelosť podľa Weissa, 1973) identifikované faktory v našej štúdii reflektujú štruktúru založenú na vývinových potrebách adolescentov a ich aktuálnom sociálnom

kontexte. Viacdimenzionálna interpretácia škály sa v tomto zmysle javí ako užitočná pri výskumnom skúmaní špecifických aspektov osamelosti a ich vzťahu k psychosociálnym premenným, ako sú duševné zdravie, kvalita vzťahov či subjektívna pohoda.

Potvrdenie metrickej invariance medzi rodmi poukazuje na možnosť použitia nástroja v porovnávacích výskumných návrhoch, najmä v prípadoch, kde je potrebné zabezpečiť, že rozdiely v skóre nevznikajú v dôsledku rozdielnej funkcie položiek medzi skupinami.

Aj keď výsledky podporujú psychometrickú vhodnosť nástroja v danom výskumnom kontexte, ďalší výskum by mal preskúmať, do akej miery je tento model stabilný naprieč vekovými skupinami, kultúrnymi prostrediami a rôznymi typmi populácií. Perspektívne by sa nástroj – po ďalšom overení jeho psychometrických vlastností – mohol uplatniť ako indikátor v longitudinálnych štúdiách vývinu sociálnych väzieb, ako aj pri monitorovaní psychosociálnych charakteristík dospelujúcej populácie. Ak sa jeho vlastnosti potvrdia aj v ďalších výskumných kontextoch, mohol by nájsť širšie uplatnenie v oblasti prevencie a podpory duševného zdravia mladých ľudí.

Limity

Výsledky tejto štúdie je potrebné interpretovať so zreteľom na viacero obmedzení. Výskumný súbor tvorili výlučne študenti stredných škôl, prevažne dievčatá. Hoci bol početný a regionálne vyvážený, nešlo o pravdepodobnostný výber, čo vylučuje generalizáciu na celú adolescentnú populáciu. Vzhľadom na vývinové špecifiká adolescencie a školské prostredie môžu byť zistené faktory špecifické len pre túto skupinu. Osamelosť navyše môže byť v rôznych vekových kategóriách chápaná odlišne, čo ovplyvňuje interpretáciu výsledkov.

Z analytického hľadiska je limitom absencia nezávislého validačného súboru – všetky modely boli testované na rovnakých dátach, čo zvyšuje riziko overfittingu a obmedzuje posúdenie stability. Budúce výskumy by preto mali využiť napr. cross-validáciu. Použitá metóda DWLS bola síce vhodná pre ordinálne dáta, no neumožňuje výpočet penalizovaných indexov (AIC, BIC). Porovnanie modelov preto vychádzalo len z nepenalizovaných ukazovateľov (χ^2 , RMSEA, CFI, TLI), ktoré sú však štandardne akceptované v rámci CFA.

Bibliografia

- Ausín, B. et al. (2018). Confirmatory factor analysis of the Revised UCLA Loneliness Scale (UCLA LS-R) in individuals over 65. *Aging & Mental Health*, 23(2), 345–351. <https://doi.org/10.1080/13607863.2017.1423036>
- Bekalu, M. A. et al. (2021). Association of social media use with social well-being, positive mental health, and self-rated health: Disentangling routine

- use from emotional connection to use. *Health Education & Behavior*, 48(1), 69–77.
- 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. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Cacioppo, J. T., & Cacioppo, S. (2018). The growing problem of loneliness. *The Lancet*, 391(426), e10119. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(18\)30142-9](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(18)30142-9)
- Cacioppo, J. T., Hawkley, L. C., Berntson, G. G. (2003). The anatomy of loneliness. *Current Directions in Psychological Science*, 12(3), 71–74. <https://doi.org/10.1111/1467-8721.01232>
- Cacioppo, J. T. et al. (2002). Loneliness and health: Potential mechanisms. *Psychosomatic Medicine*, 64(3), 407–417. <https://doi.org/10.1097/00006842-200205000-00005>
- Dahlberg, L. et al. (2015). Predictors of loneliness among older women and men in Sweden: A national longitudinal study. *Aging & Mental Health*, 19(5), 409–417. <https://doi.org/10.1080/13607863.2014.944091>
- De Jong Gierveld, J., & Van Tilburg, T. (2010). The De Jong Gierveld short scales for emotional and social loneliness: Tested on data from 7 countries in the UN generations and gender surveys. *European Journal of Ageing*, 7(2), 121–130. <https://doi.org/10.1007/s10433-010-0144-6>
- Dodeen, H. (2014). The effects of positively and negatively worded items on the factor structure of the UCLA Loneliness Scale. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 33(3), 259–267. <https://doi.org/10.1177/0734282914548325>
- Domènech-Abella, J. et al. (2017). Loneliness and depression in the elderly: The role of social network. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 52(4), 381–390. <https://doi.org/10.1007/s00127-017-1339-3>
- Field, A. (2018). *Discovering statistics using IBM SPSS Statistics* (5th ed.). Sage.
- Finney, S. J., & DiStefano, C. (2013). Non-normal and categorical data in structural equation modeling. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling: A second course* (2nd ed., pp. 439–492). Information Age Publishing.
- Garnow, T. et al. (2022). Deeply lonely in the borderland between childhood and adulthood – Experiences of existential loneliness as narrated by adolescents. *International Journal of Qualitative Studies on Health and Well-being*, 17(1), Article e2132653. <https://doi.org/10.1080/17482631.2022.2132653>
- Goldsmith, S. K. et al. (Eds.). (2002). *Reducing suicide: A national imperative*. Institute of Medicine (US) Committee on Pathophysiology and Prevention of Adolescent and Adult Suicide. National Academies Press.

- Gow, A. J. et al. (2013). Which social network or support factors are associated with cognitive abilities in old age? *Gerontology*, 59(5), 454–463. <https://doi.org/10.1159/000351265>
- Hartshorne, T. S. (1993). Psychometric properties and confirmatory factor analysis of the UCLA Loneliness Scale. *Journal of Personality Assessment*, 61(1), 182–195. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa6101_14
- Hawkey, L. C. et al. (2005). How can I connect with thee? Let me count the ways. *Psychological Science*, 16(10), 798–804. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2005.01617.x>
- Hojat, M. (1982). Psychometric characteristics of the UCLA Loneliness Scale: A study with Iranian college students. *Educational and Psychological Measurement*, 42(3), 917–925. <https://doi.org/10.1177/001316448204200328>
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53–60.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Chou, K. L., & Liang, K. (2022). Longitudinal associations between loneliness and cognitive decline among older adults in Hong Kong. *Aging & Mental Health*, 26(8), 1601–1607.
- Kwiatkowska, M. M., Rogoza, R., & Kwiatkowska, K. (2018). Analysis of the psychometric properties of the Revised UCLA Loneliness Scale in a Polish adolescent sample. *Current Issues in Personality Psychology*, 6(2), 164–170. <https://doi.org/10.5114/cipp.2017.69681>
- Labrague, L. J., & Ballad, C. A. (2021). Lockdown fatigue among college students during the COVID-19 pandemic: Predictive role of personal resilience, coping behaviors, and health. *Perspectives in Psychiatric Care*, 57(4), 1905–1912. <https://doi.org/10.1111/ppc.12765>
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936–949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Liu, B. S., & Rook, K. S. (2013). Emotional and social loneliness in later life: Associations with positive versus negative social exchanges. *Journal of Social and Personal Relationships*, 30(6), 813–832. <https://doi.org/10.1177/0265407512471809>
- Madarasová Gecková, A. (2023). *Sociálne determinanty zdravia školákov . HBSC - Slovensko 2021/2022* [prezentácia]. HBSC Slovakia. https://hbcslovakia.com/wp-content/uploads/2023/09/hbcs_prezentacia_final.pdf. <https://doi.org/10.33542/SDZ-0214-5>

- Maes, M. et al. (2022). How (not) to measure loneliness: A review of the eight most commonly used scales. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(17), 10816.
<https://doi.org/10.3390/ijerph191710816>
- May, R., & Yalom, I. (2000). Existential psychotherapy. In R. J. Corsini & D. Wedding (Eds.), *Current psychotherapies* (6th ed., pp. 273–302). Wadsworth/Thomson Learning.
- Mayers, A. M., & Svartberg, M. (2001). Existential loneliness: A review of the concept, its psychosocial precipitants and psychotherapeutic implications for HIV-infected women. *British Journal of Medical Psychology*, 74(4), 539–553. <https://doi.org/10.1348/000711201161082>
- McWhirter, B. T. (1990). Factor analysis of the revised UCLA loneliness scale. *Current Psychology*, 9(1), 56–69.
<https://doi.org/10.1007/BF02686768>
- Mund, M. et al. (2020). The stability and change of loneliness across the life span: A meta-analysis of longitudinal studies. *Personality and Social Psychology Review*, 24(1), 24–52.
<https://doi.org/10.1177/1088868319850738>
- Neto, F. (1992). Loneliness among Portuguese adolescents. *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 20(1), 15–21.
<https://doi.org/10.2224/sbp.1992.20.1.15>
- Penning, M. J., Liu, G., & Chou, P. H. B. (2014). Measuring loneliness among middle-aged and older adults: The UCLA and De Jong Gierveld loneliness scales. *Social Indicators Research*, 118, 1147–1166.
<https://doi.org/10.1007/s11205-013-0461-1>
- Perlman, D., & Peplau, L. A. (1981). Toward a social psychology of loneliness. In R. Gilmour & S. Duck (Eds.), *Personal relationships: 3. Relationships in disorder* (pp. 31–56). Academic Press.
- Pollet, T. V. et al. (2022). Are we measuring loneliness in the same way in men and women in the general population and in the older population? Two studies of measurement equivalence. *PLOS ONE*, 17(12), e0266167. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0266167>
- Putnick, L. D., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71–90.
<https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Richman, N. E., & Sokolove, R. L. (1992). The experience of aloneness, object representation, and evocative memory in borderline and neurotic patients. *Psychoanalytic Psychology*, 9(1), 77–91.
<https://doi.org/10.1037/h0079323>
- Robinson, J. P., Shaver, P. R., & Wrightsman, L. S. (1991). *Measures of personality and social psychological attitudes*. Academic Press.

- Rokach, A., & Neto, F. (2000). Coping with loneliness in adolescence: A cross-cultural study. *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 28(4), 329–341. <https://doi.org/10.2224/sbp.2000.28.4.329>
- Russell, D. W. (1996). UCLA Loneliness Scale (Version 3): Reliability, validity, and factor structure. *Journal of Personality Assessment*, 66(1), 20–40. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa6601_2
- Russell, D., Peplau, L. A., & Cutrona, C. E. (1980). The revised UCLA Loneliness Scale: Concurrent and discriminant validity evidence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 39(3), 472–480. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.39.3.472>
- Shiovitz-Ezra, S., & Ayalon, L. (2010). Situational versus chronic loneliness as risk factors for all-cause mortality. *International Psychogeriatrics*, 22(3), 455–462. <https://doi.org/10.1017/S1041610209991426>
- Surkalim, D. L. et al. (2022). The prevalence of loneliness across 113 countries: Systematic review and meta-analysis. *BMJ*, 376, e067068. <https://doi.org/10.1136/bmj-2021-067068>
- Victor, C. R., & Bowling, A. (2012). A longitudinal analysis of loneliness among older people in Great Britain. *The Journal of Psychology*, 146(3), 313–331. <https://doi.org/10.1080/00223980.2011.609572>
- Výskumný ústav detskej psychológie a patopsychológie. (2021). *Duševné zdravie detí a mládeže počas pandémie ochorenia COVID-19: Výsledky reprezentatívneho prieskumu*. Bratislava: VÚDPaP.
- Weiss, R. S. (1973). The study of loneliness. In R. S. Weiss (Ed.), *Loneliness: The experience of emotional and social isolation* (pp. 8–29). MIT Press.
- Wilson, D. et al. (1992). Psychometric properties of the Revised UCLA Loneliness Scale and two short-form measures of loneliness in Zimbabwe. *Journal of Personality Assessment*, 59, 72–81. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa5901_7
- Wolters, N. E. et al. (2023). Emotional and social loneliness and their unique links with social isolation, depression and anxiety. *Journal of Affective Disorders*, 329(2), 207–217. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2023.02.096>
- Wongpakaran, N. et al. (2020). Development and validation of a 6-item Revised UCLA Loneliness Scale (RULS-6) using Rasch analysis. *British Journal of Health Psychology*, 25(2), 233–256. <https://doi.org/10.1111/bjhp.12404>
- Yalom, I. D. (1980). *Existential psychotherapy*. Basic Books.

PaedDr. Robert Tomšík, PhD.

Výskumný ústav detskej psychológie a patopsychológie,
Bratislava, Slovensko,
robert.tomsik@vudpap.sk