

Diana Hrytskiv, Veronika Riabinina, Nataliia Ponomarova, Alua Torgayeva

ŠKÁLA REAKCI NA SOCIÁLNÍ SITUACE

Každý z nás někdy zažil ten nepříjemný okamžik, kdy přemýšlí, co si o něm ostatní pomyslí. Stačí drobná poznámka, tázavý pohled nebo chvíle ticha a naše mysl začne vytvářet scénáře, v nichž jsme posuzováni, kritizováni nebo dokonce odmítnuti. Právě tyto chvíle ukazují, jak hluboko je v nás zakořeněna potřeba sociálního přijetí, potřeba, která patří k základním lidským motivacím (*Baumeister & Leary, 1995*).

Sociální hodnocení nás provází na každém kroku: při vyjadřování názoru ve skupině, při odevzdávání práce, v partnerských vztazích i v obyčejných každodenních situacích. Zatímco někteří lidé tyto momenty zvládají s lehkostí, pro jiné představují zdroj napětí a neustálého vnitřního monitorování. To, jak reagujeme na kritiku, nesouhlas či možnost odmítnutí, tvoří významnou součást našeho emočního i sociálního fungování (*Leary, 2015*).

Reakce na sociální signály nevznikají náhodou, po statisíce let lidé přežívali díky soudržnosti skupiny. Být přijat znamenalo bezpečí, být odmítnut mohlo znamenat ohrožení. Není tedy překvapivé, že i dnes věnujeme sociálním náznakům mimořádnou pozornost. Obavy z odmítnutí mohou dokonce fungovat adaptivně: pomáhají nám orientovat se ve vztazích a udržovat je (*Baumeister & Leary, 1995*).

Ale u některých lidí je tato citlivost mnohem silnější. Zvýšená obava z odmítnutí bývá spojena s intenzivnější úzkostí, nejistotou a větší závislostí na zpětné vazbě okolí (*Downey & Feldman, 1996*). Takoví jedinci často přemýšlejí, jak působí na ostatní, pečlivě volí slova, vyhýbají se situacím, kde hrozí kritika, a jejich sebevědomí může být snadno narušeno i drobným náznakem nesouhlasu (*Weeks et al., 2010*).

Současné výzkumy ukazují, že tato citlivost je poměrně stabilní rys osobnosti. Lidé, kteří jsou na odmítnutí citlivější, častěji prožívají pochybnosti a nejistotu a mají tendenci přizpůsobovat své chování očekáváním druhých. Tato tendence odpovídá zjištěním *Gao a kol. (2017)*, kteří upozorňují na její spojitost s horším emočním fungováním a náchylností k negativním sociálním interpretacím. Méně citliví jedinci naopak působí jistěji, mají stabilnější sebehodnocení a lépe zvládají situace, kde se mohou setkat s kritikou.

TVORBA POLOŽEK

Pro potřeby našeho testu jsme nejprve vytvořily soubor přibližně 30 položek inspirovaných odbornou literaturou zaměřenou na sociální úzkost, citlivost na odmítnutí a interpersonální citlivost (*např. Clark a Wells, 1995; Downey a Feldman, 1996; Boyce a Parker, 1989*). Položky jsme formulovaly tak, aby pokrývaly hlavní oblasti reakcí na sociální situace, jako jsou obavy z kritiky, citlivost na zpětnou vazbu, závislost na hodnocení druhých a emoční reakce na odmítnutí. Postupnou redukcí jsme dospěly k finální verzi obsahující 20 položek, z nichž 19 jsou uzavřené výroky a jedna kontrolní položka má formu otevřené otázky.

Všechny uzavřené položky jsou formulované jako výroky v první osobě. Respondenti odpovídají na pětibodové škále:

nesouhlasím – spíše nesouhlasím – nevím – spíše souhlasím – souhlasím.

Odpovědi jsou bodovány hodnotami 1 až 5 bodů, přičemž vyšší skóre obvykle znamená silnější souhlas. **Několik položek je reverzně kódovaných**, takže u nich odpovídá 5 bodům odpověď „nesouhlasím“.

Položky dotazníku:

1. Často se obávám, že si o mně ostatní budou myslet něco špatného.
2. I drobná kritika ve mně vyvolává silné znepokojení.
3. Než něco řeknu, přemýšlím, zda to nebude znít hloupě.
4. Je pro mě těžké přijímat dobře míněné připomínky
5. Potřebuji neustálé uznání od lidí kolem sebe.
6. Není pro mě důležité, aby mě ostatní měli rádi (**reverzní položka**)
7. Moje nálada silně závisí na tom, jak se ke mně ostatní chovají
8. Dávám si pozor, abych nikoho nezklamal/a.
9. Často měním své chování, abych se zalíbil ostatním
10. Bojím se, že mě lidé nebudou mít rádi, pokud udělám chybu.
11. Často se obávám, že druzí budou nesouhlasit s mým názorem.
12. Mám strach, že mě lidé odmítnou, pokud nebudu odpovídat jejich očekáváním.
13. Je pro mě snazší nic neudělat, než riskovat, že uslyším „ne“
14. Když nesouhlasím, mívám tendenci mlčet
15. Po negativní reakci mám pocit, že nejsem dost dobrý/dobrá.
16. Po odmítnutí mám pocit, že jsem znovu něco pokazil
17. Kritika mě umí povzbudit k lepšímu výkonu. (**reverzní položka**)

18. Pokud mě někdo nepřijme, brzy na to zapomenu (**reverzní položka**)

19. Odmítnutí snižuje mou sebedůvěru

Kontrolní otázka:

Jak se obvykle chováte, když chcete s někým navázat kontakt (např. s novým kolegou, spolužákem nebo sousedem)? Jste ten/ta, kdo začne rozhovor, nebo čekáte, až vás osloví druhí? (Odpovězte jednoduše - „já první“ nebo „čekám“. Nepoužívejte neutrální odpovědi.)

REVERZNĚ KÓDOVANÉ POLOŽKY

Reverzně kódované položky jsou do škály zařazeny proto, abychom mohly ověřit, zda respondent odpovídá pečlivě a věnuje pozornost obsahu výroků. Tyto položky mají opačnou formulaci než většina ostatních položek, což pomáhá snížit riziko mechanického či stereotypního vyplňování.

VYZKUMNÝ A STANDARDIZAČNÍ SOUBOR

Pro ověření kvality položek a jejich vhodnosti pro zařazení do jednotlivých subškál jsme finální sadu 19 položek administrovaly rozsáhlejšímu souboru respondentů. Testování bylo realizováno v prostředí online platformy. Celkem náš dotazník vyplnilo 296 osob, z toho **76 mužů** (25,7 %) a **220 žen** (74,3 %).

Při následné kontrole jsme vyřadily protokoly, které vykazovaly známky nedbalého či nedůvěryhodného vyplnění, například extrémně rychlé dokončení dotazníku nebo jednotvárné odpovědi napříč položkami. Z analýzy jsme dále vyřadily respondenty narozené před rokem 1970, jelikož jejich věk výrazně vybočoval ze zamýšlené cílové populace. Vyřazeni byli také respondenti, u nichž se objevoval extrémně krátký reakční čas u jednotlivých položek (např. 1-2 sekundy), což naznačuje nepečlivé pročitání instrukcí či samotných otázek.

Výsledný soubor tak tvoří **275** validních záznamů. Respondenti uvedli různý rok narození, což vedlo k širokému věkovému rozpětí. Průměrný rok narození byl **1997** se

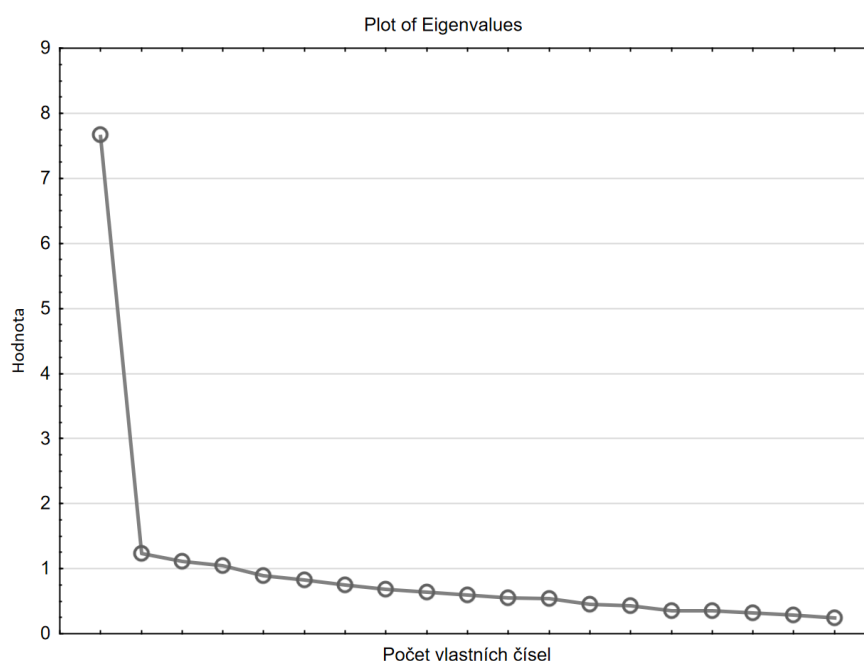
směrodatnou odchylkou **9,2 roku**, což ukazuje na heterogenní strukturu vzorku. Převážná část respondentů však spadá do věku mladé dospělosti, což je typické pro výzkumy uskutečněné prostřednictvím online prostředí.

FAKTOROVÁ STRUKTURA INVENTÁŘE A VÝBĚR FUNKČNÍCH POLOŽEK

Původní soubor 19 testových položek byl podroben exploratorní faktorové analýze (EFA). Analýza byla provedena na finálním očištěném souboru (**N = 275**), získaném online administrací. Před samotnou EFA byla ověřena vhodnost dat pro faktorovou analýzu. Celkový index KMO dosáhl hodnoty **0,94** ($KMO = 0,937$), což indikuje **výbornou faktorovatelnost** a vysoký podíl společné variance mezi položkami. Bartlettův test sféricity byl statisticky významný, $\chi^2(171) = 2189,63$, $p < .001$, což potvrzuje, že korelační matice se významně liší od jednotkové a položky spolu dostatečně souvisejí pro faktorovou analýzu.

Pro výpočet byla použita matice Pearsonových korelačních koeficientů, přičemž odhady byly stanoveny metodou hlavních os (Principal Axis Factoring), která je vhodná pro Likertovy položky a nevyžaduje předpoklad multivariační normality. Sutinový graf na obrázku 1 ukázal výraznou dominanci prvního faktoru, což naznačuje jednofaktorovou strukturu škály.

OBRÁZEK 1: Sutinový graf pro 19 položek



Z obrázku 1 je patrný jeden dominantní faktor, přičemž eigenvalues ostatních faktorů rychle klesají pod hodnotu 1. To podporuje jednofaktorové řešení, které se ukázalo jako nejstabilnější a nejlépe interpretovatelné. Rotace nebyla použita, protože ta se provádí pouze při více faktorech.

TABULKA 1: Faktorové náboje z EFA na 19 položkách

Pozn.: Faktorové náboje v absolutní hodnotě menší než 0,35 jsou vytištěny šedě. Komunalita menší než 0,20. *Záporné znaménko faktorových nábojů je dáno orientací faktoru a nemá interpretační význam.

Položka	Faktor	Komunalita	Zkrácené znění položky
p1	-0,80	0,64	obava z hodnocení
p2	-0,73	0,54	citlivost na kritiku
p3	-0,44	0,20	strach znít hloupě
p4	-0,53	0,28	obtíž přijmout kritiku
p5	-0,54	0,29	potřeba uznání
p6	-0,42	0,18	nezájem o přijetí
p7	-0,56	0,31	nalada podle druhých
p8	-0,53	0,28	snaha nezklamat
p9	-0,55	0,30	měnění chování
p10	-0,75	0,57	strach z nelibosti
p11	-0,69	0,47	obava z nesouhlasu
p12	-0,76	0,58	strach z odmítnutí
p13	-0,51	0,26	vyhybání se riziku
p14	-0,32	0,10	mlčení při nesouhlasu
p15	-0,77	0,59	pocit nedostatečnosti
p16	-0,79	0,62	vina po odmítnutí
p17	-0,33	0,11	povzbuzení kritikou
p18	-0,46	0,21	rychle zapomenutí na kritiku
p19	-0,77	0,59	pokles sebedůvěry

První a jediný nalezený faktor, který je svázán s většinou ponechaných položek, jsme označili jako **citlivost na odmítnutí a negativní evaluaci**. Tento faktor měl vlastní číslo (**eigenvalue**) **7,13** a vysvětloval přibližně **37,50 %** celkové variance, což podporuje jednofaktorovou strukturu škály.

Tento faktor nejvíce sytí položky zaměřené na obavy ze sociálního nesouhlasu, citlivost na kritiku a snížené sebevědomí v situacích, kdy jedinec čelí negativní zpětné vazbě. Nejvyšší faktorové náboje byly zaznamenány u položek jako „*I drobná kritika ve mně vyvolává silné znepokojení*“ (p2) či „*Bojím se, že mě lidé nebudou mít rádi, pokud udělám chybu*“ (p10). Významně přispívají také položky popisující strach z odmítnutí (p12) a tendenci snižovat vlastní sebehodnotu na základě reakcí druhých („*Po negativní reakci mám pocit, že nejsem dost dobrý/dobrá*“ - p15; „*Odmítnutí snižuje mou sebedůvěru*“ - p19).

TESTOVÉ ŠKÁLY A VÝPOČET HRUBEHO SKORU

Na základě exploratorní faktorové analýzy jsme zjistily, že položky našeho inventáře nejlépe popisuje **jediný společný faktor**, který zachycuje míru citlivosti na odmítnutí a obavy z negativního hodnocení. Z původní sady 19 položek byly vyřazeny čtyři položky (p3, p6, p14 a p17), protože vykazovaly nízké komunalitu nebo nízká faktorová zatížení ($<0,20$ a $<0,35$). Finální verze inventáře se tak skládá z **15 položek**, které dohromady tvoří psychometricky soudržnou jednofaktorovou škálu.

Hrubý skóre škály byl vypočítán jako **součet všech 15 položek**. Respondenti odpovídali na pětibodové Likertově škále:

1 - nesouhlasím, 2 - spíše nesouhlasím, 3 - nevím, 4 - spíše souhlasím, 5 - souhlasím.

Reverzně formulované položky (p6 a p17 - později vyřazené, a položka p18 - ponechaná) byly před analýzou rekódovány tak, aby vyšší skóre vždy odpovídaly vyšší citlivosti na odmítnutí. Výsledné celkové skóre se může pohybovat v rozmezí **15 až 75 bodů**, kde vyšší hodnoty naznačují vyšší úroveň citlivosti na odmítnutí.

DŮKAZY O RELIABILITĚ METODY

VNITŘNÍ KONZISTENCE

Vnitřní konzistence výsledné škály byla ověřena pomocí Cronbachova koeficientu alfa. Získaná hodnota **$\alpha=0,91$** svědčí o velmi vysoké reliabilitě a výborné vnitřní konzistenci položek.

Popisné statistiky jednotlivých položek, včetně průměrů, směrodatných odchylek, šikmosti a item–total korelací, jsou uvedeny v **Tabulce 2**.

TABULKA 2: Popisné charakteristiky jednotlivých položek

Položka	Průměr	Směr. odchylka	Šikmost	R-celek
p1	3,47	1,34	-0,53	0,7609
p2	3,16	1,29	-0,13	0,7101
p4	2,87	1,27	0,15	0,5073
p5	2,96	1,27	0,03	0,5300
p7	3,51	1,20	-0,54	0,5365
p8	3,62	1,17	-0,71	0,4932
p9	2,53	1,18	0,45	0,5322
p10	3,05	1,36	-0,08	0,7165
p11	2,89	1,30	0,15	0,6584
p12	3,11	1,31	-0,12	0,7277
p13	2,88	1,25	0,25	0,4821
p15	3,60	1,19	-0,81	0,7372
p16	3,47	1,27	-0,56	0,7605
p18	3,29	1,19	-0,44	0,4138
p19	3,61	1,24	-0,75	0,7320

STABILITA V ČASE

Část výzkumného souboru byla požádána, aby škálu vyplnila po určitém časovém odstupu ještě jednou. Na tuto výzvu reagovalo 11 respondentů, z toho 9 žen a 2 muži. Žádný z opakovaných záznamů nemusel být vyřazen. Časový odstup mezi první a druhou administrací se pohyboval přibližně mezi 7 a 19 dny. Medián odstupu činil přibližně 9 dní. Pro zjištění stability v čase byla vypočítána test–retest korelace mezi celkovým skórem v první administraci (**Total_1**) a celkovým skórem v druhé administraci (**Total_2**). Nalezená hodnota test–retest reliability byla $r = 0,868$, což lze považovat za velmi dobrou stabilitu měření.

Souhrnné deskriptivní charakteristiky škály, její vnitřní konzistence a stabilita v čase jsou uvedeny v tabulce 3.

TABULKA 3: Vnitřní konzistence, stabilita v čase a další deskriptivní statistiky

Pozn.: Stabilita v čase byla ověřena na menším podsouboru respondentů ($N = 11$), což představuje omezení studie.

Výsledky test–retest analýzy je proto třeba interpretovat s opatrností a chápat je jako orientační odhad časové stability škály.

Škála	Počet položek	Průměr	SD	Šikmost	Stabilita v čase (r)	Vnitřní konzistence α	Chyba měření
Celkový skór	15	49,91	9,8	1,45	0,868	0,916	2,85

DŮKAZY O VALIDITĚ METODY

KRITERIÁLNÍ VALIDITA METODY

Součástí ověřování psychometrických vlastností nově vytvořené škály byla také analýza její kriteriální validity, tedy posouzení toho, zda skóry škály odpovídají chování respondentů v reálných sociálních situacích. Vycházely jsme z teoretického předpokladu, že jedinci s vyšší citlivostí na odmítnutí a se silnější obavou z negativního hodnocení mají větší tendenci vyčkávat na iniciativu druhých, místo aby sami začínali sociální interakci.

POUŽITÉ KRITÉRIUM

Vedle škály samotné byla respondentům položena kontrolní otázka: „*Jak se obvykle chováte, když chcete s někým navázat kontakt? Jste ten/ta, kdo začne rozhovor, nebo čekáte, až vás osloví druhí?*“

Respondenti měli možnost odpovědět libovolně na kontrolní otázku popisující jejich typické sociální chování při navazování kontaktu. Studie však doporučovala využít jednoduché odpovědi „**já první**“ nebo „**čekám**“, protože přesně vystihují dva protikladné způsoby chování, které jsou teoreticky spojeny s citlivostí na odmítnutí.

Pro následnou analýzu kriteriální validity bylo nutné vytvořit **jednoznačnou číselnou proměnnou**, a proto byly využity právě tyto dvě nejčastější a jednoznačné odpovědi:

- „**já první**“ → **0** (nižší citlivost na odmítnutí),
- „**čekám**“ → **1** (vyšší citlivost na odmítnutí).

Otázka byla nepovinná, proto ji část respondentů nevyplnila. V rámci finálně vyčištěného souboru (**N = 275**) kontrolní otázku vynechalo **58 respondentů** a dalších **44 odpovědí** bylo označeno jako chybějící hodnoty (missing values), protože byly příliš popisné, různě formulované nebo smíšené (např. „většinou čekám, ale někdy i začnu“, „záleží na situaci“, „nenavazuji kontakt“) a nešlo je jednoznačně zařadit do binární kategorizace „já první“ / „čekám“. Z těchto důvodů bylo možné kriteriální

validitu metodicky korektně testovat na **173 respondentech**, u nichž bylo kritérium jednoznačně určitelné.

Tato kontrolní otázka funguje jako **nezávislé externí kritérium**, které se přímo vztahuje k sociálnímu chování souvisejícímu s konstruktom citlivosti na odmítnutí. Proto umožňuje ověřit, zda výsledné skóre škály předpovídají relevantní reálné chování respondentů.

VÝPOČET VALIDAČNÍHO KRITÉRIA

Současně bylo pro každého respondenta vypočítáno hrubé skóre škály, tedy součet bodů finální verze škály po rekódování reverzně formulovaných položek. Finální škála obsahovala **15 položek**, které zůstaly po vyřazení položek s nízkými faktorovými náboji či nízkými komunality. Tímto postupem vznikla spojitá proměnná reprezentující celkovou míru citlivosti na odmítnutí.

Následně byla mezi hrubým skórem škály a binárním kritériem spočítána Pearsonova korelace. Tento typ analýzy je metodologicky vhodný pro kombinaci intervalové proměnné a dichotomického kritéria a je běžně využíván při ověřování kriteriální validity psychologických nástrojů.

Výsledná korelace mezi hrubým skórem patnáctipoložkové škály a binárním kritériem dosáhla hodnoty **$r = 0,351$ ($p < 0,05$)**, což představuje středně silný a statisticky významný vztah. Vyšší skóre škály tak souvisejí s tendencí vyčkávat na sociální iniciativu druhých, zatímco nižší skóre se pojí s aktivnějším přístupem k navazování kontaktu.

Je však třeba poznamenat, že použité kritérium nepředstavuje ideální externí měřítko, neboť se v podstatě jedná o další sebehodnotící položku založenou na výpovědi respondentů. Přesto výsledky naznačují, že finální 15položková verze škály vykazuje smysluplnou souvislost s relevantním sociálním chováním a poskytuje přiměřený důkaz o její kriteriální validitě.

ORIENTAČNÍ NORMY

Cílem tvorby orientačních norem bylo umožnit základní interpretaci výsledků **Škály reakcí na sociální situace**. Vzhledem k tomu, že se jedná o nově vytvořený výzkumný nástroj a standardizační soubor není reprezentativní pro celou populaci, nebyly vytvářeny normy v pravém slova smyslu, ale pouze orientační normy, které slouží k rámcové interpretaci dosažených skóre.

Při zvažování možného členění norem byl posuzován **vliv pohlaví a věku**. Vzhledem k výrazně nevyváženému zastoupení mužů a žen ve výzkumném souboru nebylo metodicky vhodné vytvářet samostatné orientační normy podle pohlaví. Možný vliv věku na celkový skóre škály byl ověřen pomocí Pearsonovy korelace mezi věkem a celkovým skórem. Zjištěný vztah byl slabý ($r = -0,16$), přestože statisticky významný, a **vykazoval pouze malý praktický význam**. Z tohoto důvodu nebyly vytvářeny orientační normy rozdělené podle věku.

Orientační normy byly proto stanoveny pro celý standardizační soubor jako celek ($N = 275$). Normy vycházejí z rozložení celkového skóre škály, jehož průměrná hodnota činila **$M = 48$** se směrodatnou odchylkou **$SD = 12,7$** . Za účelem zajištění přesnější a diferencovanější interpretace výsledků bylo vedle orientačního rozdělení hrubých skóre do interpretačních pásem použito také normové vyjádření výsledků prostřednictvím převodních tabulek. Tabulka 4 uvádí převod hrubého skóre (HS) do staninových pásem, která umožňují rychlou orientační interpretaci výsledku. Pro jemnější posouzení individuální pozice respondenta v rámci standardizačního souboru byl dále využit převod HS na standardizované ukazatele ve formě T-skóre a percentilového pořadí. T-skór poskytuje srovnatelnou metriku se střední hodnotou 50 a směrodatnou odchylkou 10, zatímco percentilové vyjádření ukazuje relativní pozici respondenta vůči ostatním ve standardizačním souboru. Konkrétní hodnoty převodu hrubých skóre na staniny jsou uvedeny v **tabulce 4** a převod hrubých skóre na T-skóre a percentilové pořadí v **tabulce 5**.

TABULKA 4: Staninové vyjádření hrubého skóre

Stanin	Hrubý skór (HS)
1	15–25
2	26–32
3	33–38
4	39–44
5	45–51
6	52–57
7	58–63
8	64–70
9	71–76

Tabulka uvádí **orientační převod hrubého skóru (HS)** celkové škály na **staninové pásmo**, které umožňuje rychlou rámcovou interpretaci míry **citlivosti na odmítnutí a obav z negativního hodnocení**. Vyšší HS odpovídá vyšší úrovni měřeného znaku. Staninové hranice slouží pouze k orientačnímu srovnání v rámci tohoto vzorku.

TABULKA 5: Převod hrubého skóru na T-skóre a percentil

HS	T	Percentil	HS	T	Percentil
15	24	0%	45	48	38%
16	25	1%	46	48	41%
17	26	1%	47	49	44%
18	27	1%	48	50	47%
19	27	2%	49	51	50%
20	28	3%	50	52	52%
21	29	3%	51	52	55%
22	30	4%	52	53	60%
23	30	4%	53	54	62%
24	31	4%	54	55	64%
25	32	4%	55	55	67%
26	33	6%	56	56	70%
27	34	7%	57	57	71%
28	34	7%	58	58	74%
29	35	8%	59	59	78%
30	36	9%	60	59	81%
31	37	11%	61	60	84%
32	37	11%	62	61	85%
33	38	13%	63	62	87%
34	39	14%	64	63	89%
35	40	16%	65	63	90%
36	41	17%	66	64	91%
37	41	19%	67	65	92%
38	42	21%	68	66	94%
39	43	23%	69	66	96%
40	44	25%	70	67	97%
41	45	28%	71	68	97%
42	45	29%	72	69	98%
43	46	32%	73	70	99%
44	47	35%	74	70	99%

Tabulka zobrazuje převod **hrubého skóru (HS)** na **T-skóre a percentilové pořadí**, které vyjadřuje relativní pozici respondenta ve **standardizačním souboru (N = 275)**. Uvedené hodnoty mají **informativní charakter** a nejsou určeny k diagnostickému hodnocení jednotlivců

ZHODNOCENÍ METODY

Představená **Škála reakcí na sociální situace** je krátký nástroj zaměřený na zachycení citlivosti na odmítnutí a obav z negativního sociálního hodnocení. Výsledky naznačují, že škála vykazuje dobrou vnitřní konzistenci a určitou míru stability v čase, přičemž test–retest analýza byla provedena pouze na menším podsouboru respondentů (N = 11). Exploratorní faktorová analýza podpořila jednofaktorovou strukturu škály, která odpovídá teoretickému vymezení měřeného konstruktů, a proto se jako vhodné jeví pracovat s celkovým skórem.

Z hlediska validity byly nalezeny náznaky kriteriální validity. Skóry škály souvisely s tendencí vyhýbat se zahájení sociálního kontaktu, což odpovídá původním teoretickým předpokladům. Současně je však nutné upozornit na omezení související s výběrovou validitou, neboť standardizační soubor nebyl reprezentativní a byl výrazně nevyvážený z hlediska pohlaví, což omezuje možnosti zobecnění výsledků.

Dalším omezením je užší zaměření položek, které se soustředí především na obavy z odmítnutí, citlivost na kritiku a snížení sebehodnocení. Škála tak nezachycuje širší spektrum aspektů sociálního fungování, ale spíše konkrétní oblast citlivosti na odmítnutí.

Celkově lze nástroj vnímat jako předběžný pokus o konstrukci škály, jehož výsledky je třeba interpretovat s opatrností. Pro další ověřování by bylo vhodné pracovat s rozsáhlejším a vyváženějším vzorkem a zvážit úpravy či rozšíření položek.

POUŽITÁ LITERATURA

Baumeister, R. F., & Leary, M. R. (1995). The need to belong: Desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation. *Psychological Bulletin*, 117(3), 497–529.

Boyce, P., & Parker, G. (1989). Development of a scale to measure interpersonal sensitivity. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 23(3), 341–351.

Crocker, J., & Wolfe, C. T. (2001). Contingencies of self-worth. *Psychological Review*, 108(3), 593–623.

Downey, G., & Feldman, S. I. (1996). Implications of rejection sensitivity for intimate relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(6), 1327–1343.

Gao, S., Assink, M., Cipriani, A., & Lin, K. (2017). Associations between rejection sensitivity and mental health outcomes: A meta-analytic review. *Clinical Psychology Review*, 57, 59–74.

Leary, M. R. (2015). Emotional responses to interpersonal rejection. *Dialogues in Clinical Neuroscience*, 17(4), 435–441.

Leigh, E., & Clark, D. M. (2018). Understanding social anxiety disorder in adolescents and improving treatment outcomes: Applying the cognitive model of Clark and Wells (1995). *Clinical Child and Family Psychology Review*, 21(3), 388–414.