

ŠKÁLA EMOČNÍ BLÍZKOSTI V PARTNERSKÉM VZTAHU

Emma Bysková, Radka Černáková, Veronika Kocurková, Eliška Marková, Vendula Nováková

Partnerské vztahy představují jednu z nejdůležitějších oblastí lidského života a významně se podílejí na psychické pohodě, duševním zdraví i celkové kvalitě života jedince (Simpson & Overall, 2014). Emoční blízkost je považována za jeden ze stěžejních procesů, které formují kvalitu partnerského vztahu, přičemž ovlivňuje spokojenost, důvěru, stabilitu i schopnost partnerů zvládat stres a konflikt (Reis & Shaver, 1988). V rámci partnerské dyády se emoční blízkost projevuje jako subjektivní pocit propojení, porozumění a bezpečí, což jsou aspekty, které umožňují otevřené sdílení myšlenek a emocí (Sinclair & Dowdy, 2005).

Emoční blízkost je v odborné literatuře vymezována jako aspekt intimity, který vzniká prostřednictvím komunikace, vzájemné odezvy a sdílení osobních zážitků (Laurenceau et al., 1998). V užším psychologickém významu je emoční blízkost definována jako vnímání těsné vazby a otevřenosti, které umožňuje sdílení osobních pocitů při očekávání porozumění, potvrzení a podpory ze strany partnera (Sinclair & Dowdy, 2005).

V rámci partnerské interakce se emoční blízkost projevuje prostřednictvím sebe-odhalení, vnímané partnerovy odpovědi a vzájemného emočního ladění, přičemž tyto procesy jsou považovány za klíčové pro prožívání intimity (Reis & Shaver, 1988). Z hlediska teoretického ukotvení je možné na emoční blízkost nahlížet také jako na psychologickou manifestaci partnerské vazby, která odráží potřebu bezpečí, citového propojení a vzájemné podpory (Hazan & Shaver, 1987). Nedostatek emoční blízkosti je naopak spojen s vyšší mírou nejistoty, osamělosti a nižší spokojeností ve vztahu (Sels et al., 2019).

Považujeme za důležité zabývat se tímto tématem v psychologickém výzkumu, protože emoční blízkost má zásadní psychologické a sociální dopady na oba partnery i fungování vztahu jako celku (Haase, 2023). Adekvátní porozumění míře a struktuře emoční blízkosti může přispět ke kvalitní diagnostice, intervencím v párové terapii i prevenci vztahových potíží.

Tvorba položek

Pro účely našeho výzkumu jsme vytvořili soubor 25 položek zaměřených na měření emoční blízkost v partnerských vztazích. Při tvorbě položek jsme vycházeli z odborné literatury, která popisuje různé aspekty emoční intimity a napojení mezi lidmi (Laurenceau et al., 1998; Sinclair & Dowdy, 2005). Na základě těchto zdrojů jsme původně uvažovali o pěti teoretických oblastech emoční blízkosti – a) důvěra a bezpečí, b) otevřenost a sdílení, c) porozumění a empatie, d) citová opora a blízkost a e) vzájemné napojení a sounáležitost. Vycházeli jsme z předpokladu, že tyto facety reprezentují klíčové složky kvalitního mezilidského vztahu.

Položky byly formulovány jako oznamovací věty v první osobě. Respondent u každého výroku hodnotil míru souhlasu na sedmibodové Likertově škále s následujícími možnostmi:

- 1 zcela nesouhlasím
- 2 nesouhlasím
- 3 spíše nesouhlasím
- 4 ani nesouhlasím ani souhlasím
- 5 spíše souhlasím
- 6 souhlasím
- 7 zcela souhlasím

Většina položek byla skórována směrem „vyšší skóre = vyšší emoční blízkost“, nicméně několik položek bylo formulováno negativně a bylo proto reverzně kódováno (položky č. 4, 8, 13, 18, 23), aby se minimalizoval vliv odpovědních stereotypů.

V inventáři byly použity následující položky:

1. Cítím, že se na svého partnera/ku mohu spolehnout v jakékoli situaci.
2. Mám jistotu, že mě partner/ka nikdy vědomě nezradí.
3. Svěřuji se partnerovi/ce i s věcmi, které bych jiným lidem neřekl/a.
4. Občas se bojím, že partner/ka mou důvěru zklame. (reverzní)
5. Partner/ka respektuje mou zranitelnost a zachází s ní citlivě.
6. Dokážeme spolu mluvit o svých obavách a nejistotách.
7. Sdílím s partnerem/kou své myšlenky a pocity bez obav z odsouzení.
8. Vyhýbám se rozhovorům o svých emocích, protože nevím, jak by partner/ka reagoval/a. (reverzní)
9. Partner/ka se o mě skutečně zajímá, když mu/ji vyprávím o svých zážitcích.
10. Společně otevřeně mluvíme o tom, co nás v našem vztahu trápí nebo těší.
11. Partner/ka obvykle dokáže pochopit, co cítím, i když to výslovně neřeknu.
12. Mám pocit, že já i partner/ka se umíme vcítit do vzájemných emocí.
13. Mám dojem, že partner/ka mé pocity bagatelizuje nebo nebere vážně. (reverzní)
14. Partner/ka mi dává najevo, že chápe, proč reaguji určitým způsobem.
15. Umíme si navzájem porozumět i v situacích, kdy máme odlišné názory.
16. Když prožívám těžké chvíle, partner/ka je pro mě oporou.
17. Vím, že se mohu na partnera/ku obrátit, když něco potřebuji.
18. Když se necítím dobře, partner/ka se o mě příliš nezajímá. (reverzní)
19. Partner/ka mi pomáhá zvládat stres a náročné situace.
20. S partnerem/kou si dokážeme být nablízku i beze slov.

21. Mám pocit, že s partnerem/kou tvoříme jeden tým.
22. Sdílíme podobné hodnoty a pohled na život.
23. Někdy mám pocit, že žijeme spíš vedle sebe než spolu. (reverzní)
24. Partner/ka a já si dobře rozumíme i beze slov.
25. Mám dojem, že s partnerem/kou sdílíme hluboké pouto.

Výzkumný a standardizační soubor

Abychom ověřili, které položky přinášejí relevantní informace a jak je vhodně zařadit do jednotlivých subškál, předložili jsme výše uvedenou sadu 25 položek skupině probandů. Testování probíhalo v online prostředí. Probandi byli oslovovali prostřednictvím sociálních sítí, jednalo se tedy o příležitostný výběr. Sběr dat probíhal od čtvrtku 18. 09. 2025 do neděle 16. 11. 2025. Zkoumaní jedinci byli oslovovali přes sociální sítě (Facebook, Instagram, Whatsapp), osobně a v rámci algoritmu při vyplňování jiných testů z psychometrické laboratoře.

Celkově byl test vyplněn 433 probandy. Věk probandů v souboru se pohyboval v rozmezí od 13 do 76 let. Při podrobné kontrole byl nalezen 1 protokol, který nesplňoval věkovou hranici 18 let a 35 protokolů, které nesly stopy nedbalého vyplnění (např. odpovědi na položky ve shodné kombinaci, navíc odeslané v podezřele krátkém čase). Celkově tedy bylo odstraněno 36 protokolů. Nezodpovězené otevřené otázky nebylo diskriminačním kritériem, a proto jsme tyto respondenty v souboru ponechali.

Takto upravený soubor čítal 397 probandů, z toho 311 žen (78,3 %) a 86 mužů (21,7 %). Do tohoto čísla nejsou započtena opakovaná testování. Opakovaně test vyplnilo 29 probandů. Věk probandů se pohyboval v rozmezí od 18 do 76 let. Kvartily věku byly 23 a 40 let. Průměrný věk probandů činil 31,95 roku se směrodatnou odchylkou 12,25. Medián věku byl 26 let.

Položková analýza a reliabilita

Pro zpracování dat byl využit MS Excel a program Statistica. Položková analýza byla provedena na vzorku N=397 respondentů. Před zahájením analýz byly položky č. 4, 8, 13, 18 a 23 reverzovány, aby jejich skórování odpovídalo směru ostatních položek (vyšší skóre značí vyšší míru emoční blízkosti).

Analýza položek

U všech 25 položek jsme analyzovali základní popisné statistiky (průměr a směrodatnou odchylku) a diskriminační koeficient, vyjádřený jako korigovaná korelace položky s celkovým skóre. Za hranici pro ponechání položky v dotazníku jsme považovali hodnotu korelace vyšší než 0,30. Výsledky ukázaly, že všechny položky tento limit bezpečně splňují. Hodnoty korigované korelace se pohybovaly v rozmezí od 0,49 (položka č. 4) do 0,86 (položka č. 16). To naznačuje, že všechny položky dostatečně

silně souvisí s měřeným konstruktem. Detailní deskriptivní statistiky jednotlivých položek, včetně standardní chyby měření a 95% intervalů spolehlivosti, shrnuje tabulka 1.

Tabulka 1

Statistické charakteristiky a intervalové odhady položek

Položka	M	SD	SE	95% IS
1	5,36	1,55	0,078	5,21 – 5,51
2	5,12	1,71	0,086	4,95 – 5,29
3	5,51	1,64	0,082	5,35 – 5,67
4*	4,58	1,83	0,092	4,40 – 4,76
5	5	1,68	0,084	4,83 – 5,17
6	5,47	1,48	0,074	5,32 – 5,62
7	5,28	1,62	0,081	5,12 – 5,44
8*	4,99	1,73	0,087	4,82 – 5,16
9	5,36	1,47	0,074	5,22 – 5,50
10	5,17	1,6	0,080	5,01 – 5,33
11	4,36	1,61	0,081	4,20 – 4,52
12	4,91	1,59	0,080	4,75 – 5,07
13*	4,98	1,7	0,085	4,81 – 5,15
14	4,68	1,58	0,079	4,52 – 4,84
15	4,94	1,43	0,072	4,80 – 5,08
16	5,49	1,62	0,081	5,33 – 5,65
17	5,87	1,36	0,068	5,74 – 6,00
18*	5,28	1,65	0,083	5,12 – 5,44
19	5,31	1,65	0,083	5,15 – 5,47
20	5,59	1,49	0,075	5,44 – 5,74
21	5,45	1,51	0,076	5,30 – 5,60
22	5,47	1,4	0,070	5,33 – 5,61
23*	4,75	1,83	0,092	4,57 – 4,93
24	5,3	1,51	0,076	5,15 – 5,45
25	5,44	1,6	0,080	5,28 – 5,60

*Poznámka: Položky označené * jsou skórovány reverzně.*

Důkazy o reliabilitě metody

Vnitřní konzistence škály byla ověřena pomocí koeficientu Cronbachova alfa. Celková hodnota reliability dosahuje $\alpha = 0,97$, což indikuje velmi dobrou vnitřní konzistenci. Tabulka 2 shrnuje výsledky analýzy reliability pro jednotlivé položky. Sloupce průměr po vyřazení položky a směrodatná odchylka po vyřazení položky uvádějí, jak by se změnily popisné statistiky celkové škály v případě vyřazení dané položky. Z hlediska položkové analýzy jsou stěžejní hodnoty korigované korelace položky s celkovým skórem, které vyjadřují sílu vztahu mezi konkrétní položkou a zbytkem testu, a hodnoty Cronbachova alfa při vynechání položky, které indikují, jak by se změnila celková reliabilita dotazníku po odstranění příslušné položky.

Položková analýza ukázala velmi dobré psychometrické vlastnosti všech položek škály. Hodnoty korigované korelace položky s celkovým skóre se u většiny položek pohybovaly v rozmezí od 0,60 do 0,80, což svědčí o jejich silné provázanosti s celkovým konstruktem emoční blízkosti. Jedinou položkou s nižší hodnotou korelace byla položka č. 4, která dosáhla hodnoty 0,49. I tato hodnota však překračuje obecně doporučené minimum 0,30, a tedy splňuje kritéria pro ponechání v dotazníku. Položka zároveň nezvyšuje reliabilitu dotazníku – její vyřazení by Cronbachovu alfu nezvýšilo. Z těchto důvodů nebyl identifikován žádný důvod položku z finální verze inventáře vyřazovat.

Vysoká hodnota koeficientu alfa ($\alpha = 0,97$) potvrzuje, že položky jsou silně provázané a měří stejné latentní téma, což je v souladu i s výsledky faktorové analýzy ukazující na jednodimenzionální strukturu škály. Přestože alfa této výše může někdy naznačovat redundanci položek, v našem případě položky nevykazují extrémní míru duplicity a zároveň se teoreticky vztahují k různým aspektům emoční blízkosti. Proto je možné vysokou reliabilitu považovat za žádoucí vlastnost nástroje, nikoliv za problém.

Tabulka 2

Statistiky jednotlivých položek a jejich vztah k celkovému skóre

Položka	Prům. po vyř. pol.	Sm. odchyl. po vyř. pol.	Korel. pol. s celk. skóre	Cronbachova alfa při vyř. pol.
1	123,71	28,91	0,80	0,9682
2	123,97	29,09	0,62	0,9697
3	123,56	29,04	0,68	0,9692
4	124,51	29,24	0,49	0,9710
5	124,11	28,80	0,80	0,9682
6	123,60	28,95	0,83	0,9680
7	123,78	28,88	0,79	0,9682
8	124,07	29,07	0,63	0,9697
9	123,72	28,99	0,81	0,9682
10	123,87	29,01	0,73	0,9687
11	124,78	29,12	0,65	0,9694
12	124,18	28,95	0,77	0,9684
13	124,10	28,83	0,78	0,9683
14	124,44	28,95	0,77	0,9684
15	124,18	29,14	0,72	0,9688
16	123,57	28,78	0,86	0,9677
17	123,17	29,18	0,73	0,9688
18	123,78	28,94	0,75	0,9686
19	123,78	28,79	0,83	0,9680
20	123,47	29,06	0,74	0,9687
21	123,61	28,91	0,84	0,9680
22	123,62	29,26	0,65	0,9694
23	124,36	28,83	0,72	0,9689
24	123,81	28,99	0,78	0,9684
25	123,63	28,84	0,83	0,9679

Explorační faktorová analýza (EFA)

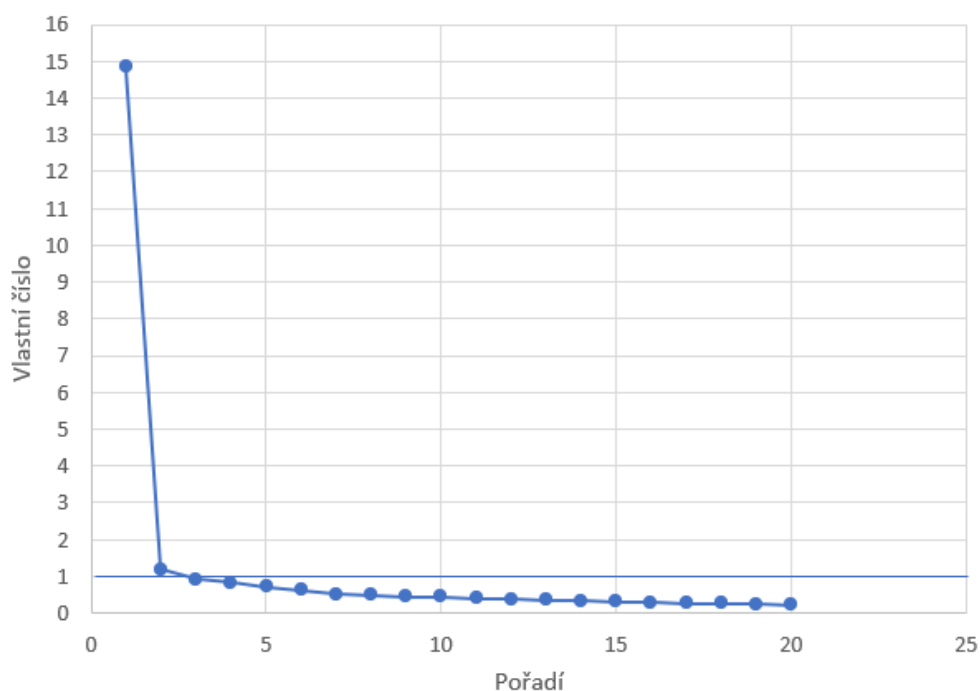
Pro ověření struktury dotazníku byla provedena explorační faktorová analýza metodou Maximum Likelihood. Vhodnost dat pro faktorovou analýzu byla potvrzena.

Na základě Kaiserova kritéria (vlastní číslo > 1) se formálně objevily dva faktory. Jak ukazuje tabulka 3, první faktor vysvětluje 59,39 % celkového rozptylu, zatímco druhý faktor vysvětluje pouze 4,76 % rozptylu. Přestože druhý faktor marginálně překročil hranici vlastního čísla 1, jeho faktorové zátěže byly velmi nízké. Dvě položky (č. 2 a 4) sice vykazovaly relativně vyšší náboje na druhém faktoru, avšak současně měly vyšší nebo srovnatelně vysoké zátěže na dominantním prvním faktoru. Sutinový graf na obrázku 1 zároveň vykazoval jasný výrazný zlom po prvním faktoru. Na základě těchto kritérií (nižší vlastní číslo, nízký vysvětlený rozptyl) byl druhý faktor vyhodnocen jako statisticky nevýznamný.

Finální interpretace tedy vychází z jednofaktorové struktury škály, která představuje obecný faktor emoční blízkosti.

Obrázek 1

Sutinový graf pro všech 25 položek



V tabulce 3 vidíme, že všechny položky vykazovaly vysoké faktorové zátěže ve faktoru 1 (všechny $> 0,30$). Toto potvrzuje, že škála je homogenní a není potřeba ji dělit na podškály.

Komunalita většiny položek se pohybovala v rozmezí 0,38–0,77, což ukazuje na dobré vysvětlení jejich variance společným faktorem. U položky č. 4 byla nalezena nižší komunalita (0,24). Přestože jde o hodnotu na hranici doporučení, ostatní psychometrické ukazatele této položky (faktorová zátěž, korelace položky s celkovým skórem a absence zvýšení reliability při jejím odstranění) byly v normě. Položka proto byla ponechána ve finální verzi škály.

Tabulka 3

Faktorové zátěže z EFA na 25 položek

Položka	Faktor 1 (emoční blízkost)	Komunalita	Faktor 2
1	0,82	0,66	0,20
2	0,64	0,38	0,59
3	0,71	0,49	-0,18
4	0,51	0,24	0,68
5	0,82	0,66	-0,05
6	0,85	0,71	-0,08
7	0,81	0,64	-0,16
8	0,65	0,40	-0,29
9	0,83	0,67	0,01
10	0,75	0,54	-0,13
11	0,68	0,44	-0,21
12	0,79	0,61	-0,19
13	0,80	0,61	-0,04
14	0,79	0,61	-0,11
15	0,75	0,54	-0,06
16	0,88	0,77	0,09
17	0,76	0,57	0,16
18	0,77	0,57	0,01
19	0,85	0,72	0,03
20	0,77	0,58	-0,03
21	0,86	0,73	0,04
22	0,68	0,43	0,15
23	0,74	0,52	-0,09
24	0,80	0,64	-0,05
25	0,86	0,73	-0,01
Vysvětlený rozptyl	14,85		1,19
Podíl z celkového rozptylu	59,39%		4,76%

Stabilita v čase

Stabilita metody v čase byla ověřena pomocí test–retest reliability. Část respondentů byla požádána o opakované vyplnění inventáře, přičemž druhé administrace se zúčastnilo 29 osob (28 žen a 1 muž). Časový odstup mezi oběma měřeními se pohyboval v rozmezí 7 až 15 dnů, s mediánem 8 dnů. Hodnota koeficientu test–retest reliability dosáhla $r = 0,95$, což indikuje velmi vysokou časovou stabilitu měřeného konstruktů a svědčí o spolehlivosti inventáře při opakovaném použití.

Konstrukce výsledné testové verze

Finální podoba inventáře emoční blízkosti vznikla na základě kombinace teoretických úvah a výsledků položkové a faktorové analýzy. Původně bylo vytvořeno 25 položek vycházejících z pěti teoreticky uvažovaných oblastí emoční blízkosti (důvěra a bezpečí, otevřenost a sdílení, porozumění a empatie, citová opora a blízkost a vzájemné napojení a sounáležitost).

Explorační faktorová analýza však ukázala, že struktura dotazníku je jednodimenzionální. Na základě Kaiserova kritéria i sutinového grafu byla extrahována pouze jedna faktorová složka, která vysvětlovala přibližně 59 % celkového rozptylu. Faktorové zátěže všech položek byly vysoké a žádná položka nevykazovala problematické chování. Tím bylo potvrzeno, že položky společně měří jediný nadřazený konstrukt – celkovou emoční blízkost.

Na základě těchto výsledků navrhuje použití inventáře jako jednodimenzionální škály se zachováním kompletní sady 25 položek, které vykazují velmi dobré psychometrické vlastnosti a tvoří stabilní a spolehlivý nástroj pro měření emoční blízkosti.

Důkazy o validitě metody

Kriteriální validita

Kriteriální validita byla posuzována pomocí vztahu mezi celkovým skórem emoční blízkosti a externím kritériem, kterým byl v našem případě počet hodin týdně aktivně strávených s partnerem. Tato proměnná byla získána otevřenou otázkou na konci vyplňování inventáře a byla vyčištěna a převedena na číselný formát. Vycházeli jsme z předpokladu, že vyšší míra emoční blízkosti se bude pojít s častějším sdílením společného času. Otázka byla položena všem respondentům a analyzovatelná data byla získána od 287 osob.

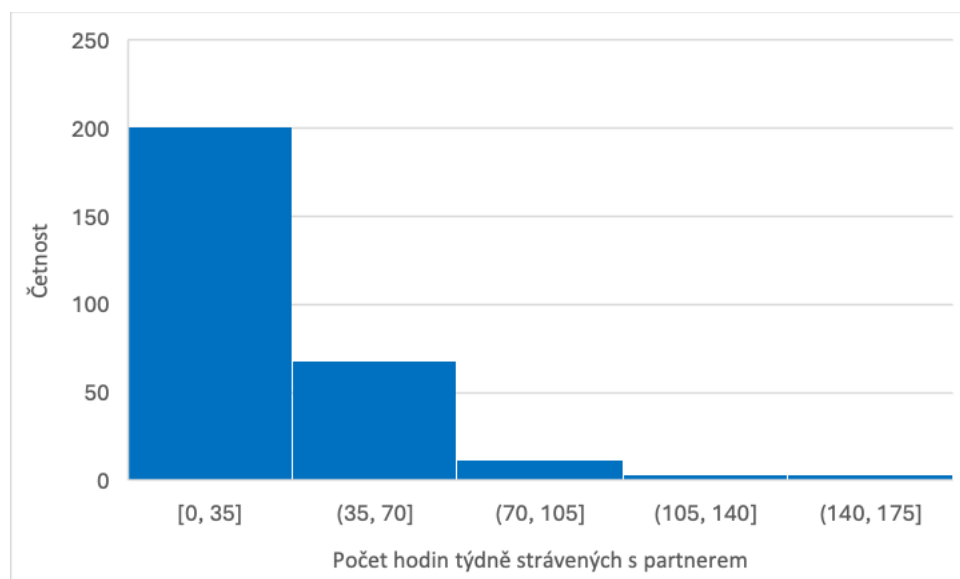
Histogram externího kritéria na obrázku 2 ukazuje rozložení počtu hodin, které respondenti týdně tráví aktivně se svým partnerem. Distribuce má výrazně pozitivně zešikmený tvar. Největší část vzorku uváděla hodnoty v intervalu přibližně mezi 0 až 35 hodinami týdně. Druhým nejčastějším intervalem bylo 35 až 70 hodin týdně.

Hodnoty nad 70 hodin týdně se již objevují méně často a rozložení postupně klesá. Vyšší hodnoty nad 100 hodin týdně se vyskytují pouze u malé části respondentů a v rozmezí přibližně 105 až 175 hodin týdně se objevují pouze jednotlivé případy, které představují možné odlehlé hodnoty.

Celkově má externí kritérium výrazně pozitivně zešikmené rozložení, což je typické pro chování tohoto typu. Většina lidí tráví se svým partnerem spíše omezené množství času, zatímco velmi vysoké hodnoty jsou spíše vzácné. Takového rozložení je vhodné pro následné použití Spearmanovy korelace.

Obrázek 2

Histogram hodin týdně strávených s partnerem

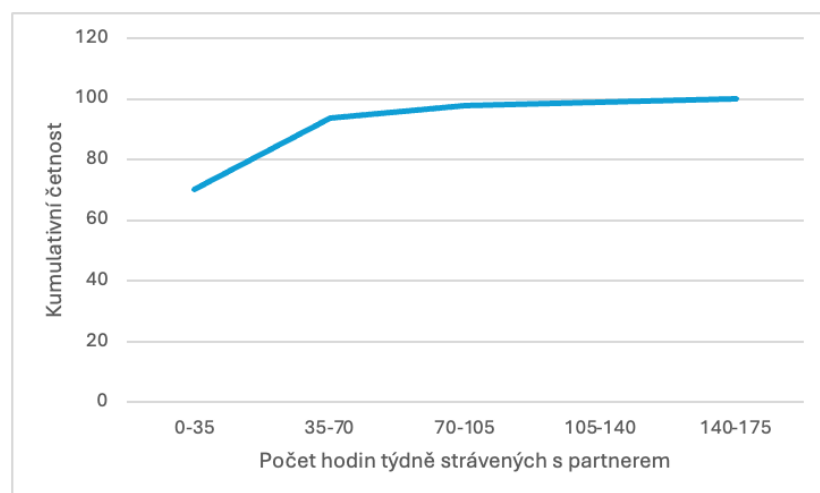


Názorněji dokresluje rozdělení hodnot externího kritéria kumulativní četnost, která je zobrazena na obrázku 3. Z něj je patrné, že výrazná většina participantů uvádí spíše nižší hodnoty, jelikož do intervalu 0 až 35 hodin týdně připadá přibližně 70 % osob. Do hranice 70 hodin týdně spadá více než 90 % vzorku, což ukazuje, že vyšší hodnoty se v populaci vyskytují jen zřídka. Intervaly nad 70 hodin týdně zahrnují pouze jednotky procent participantů.

Celkově tak kumulativní křivka potvrzuje výrazně nerovnoměrné rozložení externí proměnné, kdy převážná část souboru vykazuje relativně nízké hodnoty. Tento vzorec odpovídá také výsledkům histogramu externího kritéria.

Obrázek 3

Kumulativní relativní četnosti hodin týdně strávených s partnerem



Pro ověření vztahu mezi hrubým skóre škály a externím kritériem, kterým je počet hodin, jež participantů týdně tráví se svým partnerem, byl využit Spearmanův korelační koeficient. Jelikož se naše škála ukázala jako jednodimenzionální, korelační koeficient je pouze jeden. Do analýzy byli zahrnuti jen ti respondenti, u kterých bylo možné dohledat oba údaje ($N = 287$). Výsledek ukázal slabý, avšak statisticky významný pozitivní vztah mezi oběma proměnnými, $\rho = 0.23$, $p < .001$. Participantů s vyšším skóre emoční blízkosti v partnerských vztazích tedy zpravidla uvádějí vyšší množství času tráveného se svým partnerem. Tento výsledek tak odpovídá očekávanému směru vztahu a zároveň podporuje kritériální validitu.

Faktorová validita

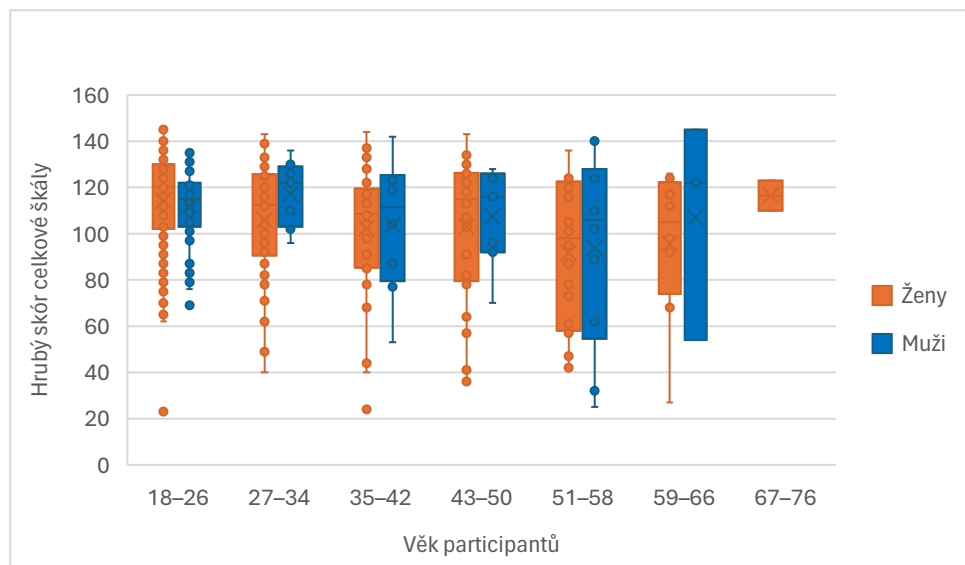
Faktorová validita škály byla ověřena pomocí explorační faktorové analýzy, která je detailně popsána v předchozí kapitole (viz. kapitola *Explorační faktorová analýza*). Analýza byla provedena metodou Maximum Likelihood a její výsledky jsou shrnuty v Tabulce 4. Výsledky EFA ukázaly jednoznačnou podporu pro jednodimenzionální strukturu dotazníku.

Výpočet hrubého skóru

Obrázek 4 znázorňuje distribuci hrubých skóre celkové škály emoční blízkosti v partnerských vztazích ve vybraných věkových skupinách zvláště pro muže a ženy. Hrubý skóre byl vypočten jako součet bodů získaných za odpovědi na všech 25 položkách škály, hodnocených na Likertově škále od 1 do 7, přičemž vyšší hodnota vyjadřuje vyšší míru emoční blízkosti, u reverzně formulovaných položek bylo skórování před výpočtem upraveno. Z obrázku vyplývá, že úroveň emoční blízkosti je ve většině věkových kategoriích poměrně stabilní a nevykazuje tak jednoznačný trend směrem k vyšším či nižším hodnotám. Mediány i velikost interkvartilového rozpětí jsou u mužů a žen podobné, ačkoliv v některých skupinách je patrná vyšší variabilita u mužů, a to zejména ve vyšších věkových kategoriích. V nejstarší věkové skupině žen je variabilita naopak nízká, což může souviset s malým počtem zastoupených participantek. V případě mužů pak v této věkové kategorii nejsou zastoupeni žádní participantů. Celkově obrázek neukazuje jednoznačné rozdíly mezi pohlavími, a proto se hrubé skóre celkové škály jeví jako relativně stabilní napříč věkem i pohlavím.

Obrázek 4

Hrubý skór celkové škály u mužů a žen různého věku



Orientační normy

Pro tvorbu orientačních norem byla využita nelineární transformace hrubého skóru, a to zvlášť pro ženy a muže. Důvodem pro zvolení tohoto postupu bylo to, že rozložení hrubých skóre celkové škály emoční blízkosti se odchylovalo od normálního rozdělení. Hrubé skóre byly proto nejprve převedeny na percentilové pořadí v rámci jednotlivých pohlavních skupin. Následně byly percentilové hodnoty transformovány na z-skóre a dále rozděleny do deseti kategorií neboli stenů podle standardních hranic. Pro každý sten byly následně empiricky stanoveny odpovídající intervaly hrubého skóru zvlášť pro ženy a muže. Přehled výsledných orientačních norem je uveden v tabulce 4.

Tabulka 4

Normy pro muže a ženy

Steny	Hrubý skór	
	Ženy	Muži
1	0-40	0-32
2	41-60	33-67
3	61-81	68-87
4	82-101	88-103
5	102-115	104-114
6	116-124	115-122
7	125-132	123-128
8	133-139	129-136
9	140-143	137-142
10	144-175	143-175

Poznámka: Hrubý skór se převádí na sten podle příslušného intervalu v tabulce zvlášť pro muže a ženy. Steny mají průměr 5,5 a směrodatnou odchylku 2

Zhodnocení metody na závěr

Představený inventář emoční blízkosti v partnerských vztazích představuje stručný a snadno administrativně využitelný nástroj určený k orientačnímu posouzení míry emoční blízkosti mezi partnery. Provedené analýzy ukázaly, že metoda vykazuje dobré psychometrické vlastnosti. Celková škála dosahuje vysoké vnitřní konzistence a rovněž test–retest reliabilita potvrzuje výraznou stabilitu skóru v čase.

Z hlediska validity byly nalezeny důkazy o faktorové i kriteriální validitě metody. Vztah celkového skóru k externímu kritériu v podobě množství společně tráveného času dále podporuje interpretaci výsledků jako psychologicky smysluplných.

Přestože byl inventář původně koncipován na základě několika teoretických facet emoční blízkosti, explorační faktorová analýza podpořila jednodimenzionální strukturu škály. Mezi hlavní omezení metody patří charakter výzkumného souboru s převahou ženských respondentek a skutečnost, že inventář slouží především pouze jako orientační nástroj. Přes uvedená omezení lze však inventář považovat za psychometricky konzistentní nástroj, jehož výsledky je vhodné interpretovat v kontextu výzkumného šetření a v kombinaci s dalšími informacemi o partnerském vztahu.

Seznam použité literatury

- Haase, C. M. (2023). Emotion regulation in couples across adulthood. *Annual Review of Developmental Psychology*, 5, 399–421. <https://doi.org/10.1146/annurev-devpsych-120621-043836>
- Hazan, C., & Shaver, P. (1987). Romantic love conceptualized as an attachment process. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52(3), 511–524. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.52.3.511>
- Laurenceau, J.-P., Barrett, L. F., & Pietromonaco, P. R. (1998). Intimacy as an interpersonal process: The importance of self-disclosure, partner disclosure, and perceived partner responsiveness in interpersonal exchanges. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74(5), 1238–1251. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.74.5.1238>
- Reis, H. T., & Shaver, P. (1988). Intimacy as an interpersonal process. In S. Duck, D. F. Hay, S. E. Hobfoll, W. Ickes, & B. M. Montgomery (Eds.), *Handbook of personal relationships: Theory, research and interventions* (pp. 367–389). John Wiley & Sons.
- Sels, L., Cabrieto, J., Butler, E., Reis, H., Ceulemans, E., & Kuppens, P. (2019). The occurrence and correlates of emotional interdependence in romantic relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 119(1), 136–158. <https://doi.org/10.1037/pspi0000212>
- Simpson, J. A., & Overall, N. C. (2014). Partner buffering of attachment insecurity. *Current Directions in Psychological Science*, 23(1), 54–59. <https://doi.org/10.1177/0963721413510933>
- Sinclair, V. G., & Dowdy, S. W. (2005). Development and validation of the Emotional Intimacy Scale. *Journal of Nursing Measurement*, 13(3), 193–206. <https://doi.org/10.1891/jnum.13.3.193>