

PROBLEMATIKA MĚŘENÍ SOCIO-EMOČNÍCH SCHOPNOSTÍ U DĚTÍ: SROVNATELNOST FAKTOROVÉ STRUKTURY POSUZOVACÍ ŠKÁLY MEZI OTCI, MATKAMI A PEDAGOGY

THE ISSUE OF MEASURING SOCIO-EMOTIONAL ABILITIES IN CHILDREN: COMPARABILITY OF THE FACTOR STRUCTURE OF A RATING SCALE ACROSS FATHERS, MOTHERS, AND TEACHERS

DAVID MACEK, MICHAL JABŮREK,
EDITA CHVOJKOVÁ, ŠÁRKA PORTEŠOVÁ

Abstrakt

Cílem studie je s použitím české adaptace metody Škály emoční inteligence (Emotional Intelligence Scale) amerických autorů Vallerové a Pfeiffera z roku 2015 ověřit faktorovou strukturu přeložené verze dotazníku a její srovnatelnost napříč různými skupinami hodnotitelů. Sběru výzkumných dat se zúčastnilo celkem 87 učitelů, 251 matek a 117 otců, kteří s pomocí uvedené metody hodnotili socio-emoční schopnosti 315 dětí z 51 škol. Výsledkem byla identifikace dvoufaktorového modelu české verze dotazníku s faktory Prosociální chování a Emoční sebeuvědomění a seberegulace. Zároveň jsme zjistili, že daný model vykazuje dobrou shodu s daty matek a otců, v případě pedagogů však není akceptovatelný. Výsledky a implikace zjištění jsou diskutovány v kontextu dalšího využití metody a dopadu na budoucí výzkumy socio-emočních dovedností pomocí dotazníkových metod.

Klíčová slova

socio-emoční schopnosti, posuzování schopností dětí, faktorová analýza, emoční inteligence, škála EI

Abstract

The aim of this study was to assess the factor structure of the Czech adaptation of the Emotional Intelligence Scale by U.S. researchers Valler and Pfeiffer (2015) and its equivalence across different groups of raters. Altogether, 87 teachers, 251 mothers, and 117 fathers participated in the data collection, rating the socio-emotional competencies of 315 children from 51 schools. A two-factor model, consisting of prosocial behavior and emotional conscientiousness and self-regulation, proved to be most likely, showing an acceptable fit in both mothers and fathers; however, the fit was unsatisfactory in teachers. The results and possible implications are further discussed.

Keywords

socio-emotional competencies, rating of children's abilities, factor analysis, emotional intelligence, EI-Scale

Účel studie

Téma socio-emočních schopností nabývá v poslední době na popularitě. Původně bylo ohnisko zájmu zaměřeno na oblast pracovní psychologie (např. Cote & Miners, 2006), postupně se ale přesouvá také do školního prostředí. Ukazuje se totiž, že programy zaměřené na rozvoj těchto schopností jsou efektivní už ve školním věku (např. Durlak et al., 2011) a pozitivně ovlivňují celou řadu oblastí života školáků (Zins & Elias, 2007), jako je např. redukce školního násilí a šikany (Stan & Beldean, 2014), zlepšení školních dovedností (Linares et al., 2005) či obecně jejich prožívání. I z čistě ekonomického hlediska je zřejmé, že pozitivní společenské dopady takových rozvojových programů výrazně převyšují náklady s nimi spojené (Belfield et al., 2015).

Aby mohl být nicméně rozvoj těchto schopností vhodně zacílený, měl by mu předcházet relevantní diagnostický proces. Ten je přitom užitečný také pro výzkumné ověření efektivity intervenčních programů. Ukazuje se však, že v této oblasti diagnostika poměrně výrazným způsobem zaostává za intervencemi a aplikací (McKown, 2017). Ačkoliv existuje řada ověřených nástrojů pro diagnostiku socio-emočních schopností u dospělých osob (Bar-On, 1997; Mayer et al., 2002), v případě měření u školních dětí a adolescentů v zásadě neexistuje žádný „zlatý standard“ a je očividné, že další výzkum a vývoj diagnostických nástrojů v této oblasti je nezbytný (Frydenberg et al., 2017; Wigelsworth et al., 2010).

Část existujících metod pro diagnostiku socio-emočních schopností u dětí je zaměřena výkonově¹ (např. Mayer et al., 2014; Schultz et al., 2004), naprostá většina je pak založena na sebeposuzování (např. Bar-On & Parker, 2000;

¹ V ČR je k dispozici v podstatě jediný nástroj, který by byl standardizovaný na české populaci a byl určen k měření socio-emočních schopností výkonovou formou. Jedná se o několik subtestů metody The Intelligence and Development Scales (IDS; Grob et al., 2013), která je původně určena pro děti od 5 do 10 let. Nedávno vyšla také nová verze pro předškolní děti (IDS-P; Grob et al., 2018).

Mavroveli et al., 2008). Prvně jmenované výkonově zaměřené metody mají výhodu v tom, že odpovědi není možné ovlivňovat tzv. společenskou žádoucností. I tak jsou však zatíženy řadou problémů. U mladších dětí (např. Grob et al., 2013) je obvykle vyžadována individuální administrace, která je velmi časově náročná (Willhelm, 2005), s ohledem na vysoké korelace s výsledky inteligenčních testů (MacCann et al., 2014) je otázkou, zda takto pojaté metody neměří spíše kognitivní schopnosti (např. specifické aspekty fluidní či krystalické inteligence), vyžadují striktní rozlišení odpovědí na správné a špatné pomocí expertního názoru či konsensu odborníků, což může být problematické především u položek popisujících komplexní situace apod. Bezproblémová však není ani druhá skupina nástrojů založená na sebehodnocení. Zásadní je otázka, od jakého věku jsou děti vůbec validního sebehodnocení schopny (Denham et al., 2009). Současně je v případě těchto metod obecně nutné přihlížet k subjektivnímu zkreslení při odpovídání. Zvláště u menších dětí může být tendence podávat sociálně desirabilní odpovědi velmi silná. Je zde také větší riziko, že jejich sebehodnocení bude založeno na prožívání v danou chvíli, spíše než na souhrnném zhodnocení za delší časové období (Wigelsworth et al., 2010). Sebeuposuzování socio-emočních schopností je navíc zatíženo paradoxem. Přesné a validní hodnocení totiž přímo vyžaduje určitou míru kompetence k sebehodnocení, přičemž tato schopnost uvědomování a reflexe vlastních emocí a schopností bývá obvykle zároveň jednou z měřených kompetencí.

Kromě těchto dvou zmíněných přístupů k měření se však nabízí třetí cesta, která v tomto kontextu zatím není příliš výzkumně pokrytá – posouzení socio-emočních schopností jiným hodnotitelem. Vzhledem k nízkému věku posuzovaných přitom může být problematické spoléhat se na hodnocení vrstevníky (obvykle spolužáky), jako vhodní posuzovatelé se tedy nabízejí učitelé a rodiče. Zapojení rodiče a učitele do hodnocení může být velmi užitečné – oba tyto posuzovatelé vidí dítě a jeho projevy z unikátní perspektivy – rodič v přirozeném domácím prostředí, pedagog ve třídě v interakci s vrstevníky, při řešení nejrůznějších úkolů, při přijímání úspěchů či vyrovnávání se s neúspěchem apod. Nástrojů koncipovaných pro rodiče a učitele je přitom ve srovnání se sebehodnocením dítěte menší množství (např. Petrides et al., 2006) a často se jedná spíše o výzkumné nástroje, které vyžadují další ověřování reliability a především validity² (Coelho et al., 2016; Durlak

² Absence takto pojatých nástrojů je zřejmá i v českém prostředí. V několika dílčích výzkumných studiích a závěrečných studentských pracích je možné takové nástroje objevit, nejde však o metody plně standardizované na českou populaci. Viz např. metoda Kvocient empatie pro děti – EQ-C (Baron-Cohen & Wheelwright, 2004), kterou v rámci své diplomové práce využívala Mlázovská (2018).

et al., 2011). Stejně jako výše popsané výkonově zaměřené a sebesposuzovací nástroje má i tato skupina metod své limity jako např. vliv stereotypů hodnotitele, zkresení způsobené motivací k posouzení apod. V souladu s ostatními autory (Wigelsworth et al., 2010) však věříme, že právě s ohledem na slabé stránky jednotlivých skupin metod je nutné poskytnout možnost integrace více zdrojů informací, ideálně triangulace údajů od dítěte, rodiče a učitele. Ve srovnání s výkonově zaměřenými nástroji a sebesposuzováním zároveň vnímáme nedostatek výzkumů a diagnostických metod v oblasti zaměřené na posouzení učitelů a rodičů, a to nejen v českém prostředí. Proto považujeme za důležité se této oblasti výzkumně věnovat.

Vymezení a struktura socio-emočních schopností

V souvislosti se socio-emočními schopnostmi je vedle pojmů jako emoční gramotnost (*emotional literacy*) a sociální a emoční kompetence (*social and emotional competence*) v zahraniční odborné literatuře nejčastěji uváděn termín emoční inteligence (*emotional intelligence*; EI). Tento konstrukt má různá teoretická východiska a jeho konceptualizace je přinejmenším nejednoznačná (Humphrey et al., 2007; Zeidner et al., 2008). Panuje nicméně shoda na tom, že jde o soubor schopností, které se vztahují k emočním a sociálním charakteristikám jedince, jež významně ovlivňují řadu oblastí jeho života. Určité kontroverze se také týkají už samotného názvosloví a použití termínu „inteligence“, což implicitně kategorizuje socio-emoční schopnosti jako součást inteligence. To však platí pouze v případě, že je EI pojímána výkonově a je měřena výkonovými testy (MacCann et al., 2014). Pokud je však EI měřena sebesposuzovacími dotazníky, koreluje spíše s osobnostními proměnnými (Newsome et al., 2000). Současně pojem zdůrazňuje pouze emoční složku konstruktů a opomíjí sociální rozměr. Z těchto důvodů budeme pro měření konstruktů v rámci této studie používat označení socio-emoční schopnosti.

Podobný problém s absencí odborného konsensu při vymezení socio-emočních schopností se objevuje i v otázce toho, jaké konkrétní schopnosti pod tento koncept zahrnovat a jakou strukturu tyto schopnosti tvoří (např. Humphrey et al., 2011). Přehledové studie v této oblasti (např. Wigelsworth et al., 2010) nicméně naznačují, že jednotlivé přístupy nepopisují kvalitativně odlišné koncepty a existují modely, které se mohou stát zastřešujícím rámcem pro většinu hlavních teoretických přístupů (např. Bar-On, 1997; Goleman, 1995; Salovey & Mayer, 1990). Jeden takový představil Denham (2005), který rozlišuje pět oblastí socio-emočních schopností: 1) Sebeuvědomování (*self-awareness*), tedy reflexe a chápání vlastních emocí, 2) Seberegulace (*self-management*), tedy regulace vlastního chování a emocí, 3) Sociální uvědomování (*social awareness*), tedy chápání emocí druhých a empatie,

4) Řešení sociálních problémů (*social problem solving*) a 5) Vztahové dovednosti (*relationship skills*), jako je kooperace, schopnost naslouchat či schopnost vyhledávat pomoc druhých.

Pokud jde o faktorovou strukturu konkrétních nástrojů k měření socio-emočních schopností u školáků rodiči a/či pedagogy, existuje řada metod zaměřených na jeden dílčí aspekt či schopnost, jako je seberegulace (Shields & Cicchetti, 1997) či empatie (Jolliffe & Farrington, 2006). Kromě toho se subškála zaměřená na sociální dovednosti objevuje také v rámci většiny škál pro posouzení mimořádného nadání (např. McCarney & Arthaud, 2009; Pfeiffer & Jarosewich, 2003; Renzulli et al., 2010), a to obvykle ve smyslu tzv. vedení (*leadership skills*). Obsahová validita těchto jednodimenzionálních subškál je však vymezena velmi úzce. Aktuálně používané vícedimenzionální škály (např. Gresham & Elliott, 2008; Petrides et al., 2006) nemají identickou faktorovou strukturu – liší se v počtu identifikovaných faktorů i konkrétních schopností, ale obvykle bývají variací na schopnosti a jejich rozložení v rámci modelu Denhama (2005).

Srovnání hodnocení rodičů a učitelů

Ukazuje se, že korelace mezi hodnocením socio-emočních schopností rodičů a učitelů dosahuje nízkých až středních hodnot (Renk & Phares, 2004), korelace v rámci stejné skupiny hodnotitelů (dyády rodič–rodič a učitel–učitel) jsou přitom výrazně vyšší (Gresham et al., 2010). Jedním z potenciálních vysvětlení je, že socio-emoční schopnosti jsou podmíněny situačně, a dítě se tak chová výrazně odlišně doma a ve škole. Odlišnosti v hodnocení mezi rodiči a pedagogy se však objevují i v dalších kontextech, jako je posuzování nadání (Geiser et al., 2016) nebo psychopatologie (Achenbach et al., 1987). Např. v případě posuzování kognitivních schopností jsou učitelé v přesnosti hodnocení lepší než rodiče (Acar et al., 2016), což může být důsledkem faktu, že mají oproti rodičům lepší znalost věkové či ročníkové normy díky pravidelnému setkávání s velkou skupinou dětí podobného věku. Na druhou stranu jsou učitelé oproti rodičům schopni hůře diferencovat mezi dílčími schopnostmi dítěte v různých oblastech, a mají tedy větší sklony k tzv. „haló efektu“ (Lee & Pfeiffer, 2006; Rothenbusch et al., 2018), kdy se zdá, že učitelův obecný dojem o dítěti (obvykle vycházející z jeho školního výkonu) ovlivňuje hodnocení v ostatních, dokonce i nesouvisejících schopnostech (Neber, 2004). Je tedy pravděpodobné, že hodnocení rodičů a učitelů obecně funguje na jiných principech.

Většina studií srovnávajících tyto dvě skupiny hodnotitelů se přitom zaměřuje na zjišťování korelací mezi hodnotiteli (s cílem zjistit shodu mezi posuzovateli; např. Renk & Phares, 2004) nebo na srovnání dosažené úrovně

skórů (s cílem zjistit, zda některá skupina nadhodnocuje či podhodnocuje; např. Galloway & Porath, 1997). Takovéto přímé srovnání skórů přitom může být v mnoha případech problematické, protože si nemůžeme být jisti, zda je hodnocení těchto dvou skupin skutečně porovnatelné.

Ačkoliv nástroje používané pro hodnocení socio-emočních schopností obvykle pracují se stejnou faktorovou strukturou pro učitele i rodiče, ukazuje se, že ne ve všech případech bývá srovnatelnost původními autory metod ověřována a prokazatelná v navazujících výzkumech (Manz et al., 1999). Některé studie (Junttila et al., 2006) naznačují, že byt' může být základ faktorové struktury stejný, liší se rodiče a učitelé ve vzorci odpovídání na konkrétní položky – v takovém případě vyžadují strukturální modely pro jiné hodnotitele odlišné modifikace. Obecně se dá říci, že studií zaměřujících se na porovnání faktorové struktury hodnocení socio-emočních schopností rodičů a učitelů není mnoho. Bez tohoto srovnání si přitom nemůžeme být jisti, zda rodiče a pedagogové skutečně hodnotí stejný konstrukt, což je základní předpoklad výše zmíněné integrace informací z různých zdrojů.

Cíl studie a hypotézy

S ohledem na absenci výzkumů a diagnostických nástrojů v oblasti hodnocení socio-emočních schopností pedagogy a rodiči považujeme za důležité se této výzkumné oblasti detailněji věnovat. Tato studie je prvním krokem k ověření takto zaměřeného nového nástroje v českém prostředí. Zaměřujeme se přitom primárně na jeho faktorovou strukturu a zajímá nás, zda je struktura posuzování socio-emočních charakteristik srovnatelná napříč různými typy hodnotitelů (učitel, matka, otec).

Předpokládáme přitom, že faktorová struktura nástroje bude srovnatelná mezi rodiči navzájem (dyáda matka–otec) a naopak se bude lišit mezi rodiči a pedagogy. Vzhledem k haló efektu, který se projevuje při hodnocení schopností především v případě pedagogů (např. Rothenbusch et al., 2018), současně předpokládáme, že zjištěná faktorová struktura bude v případě učitelů tvořena méně faktory než u rodičů.

Metoda

Sběr dat a výzkumný soubor

Sběr dat byl realizován dvěma odlišnými způsoby s ohledem na to, jak byli oslovení zapojení probandi. První část vzorku tvoří rodiče a vybraní učitelé z běžných základních škol ($n_{\text{učitelé1}} = 33$, $n_{\text{matky1}} = 97$, $n_{\text{otcové1}} = 45$). Vzhledem k tomu, že tato studie byla součástí komplexnějšího výzkumného záměru,

tvoří druhou část vzorku rodiče a učitelé dětí zapojených do speciálního vzdělávacího programu ($n_{\text{učitelé}2} = 54$, $n_{\text{matky}2} = 154$, $n_{\text{otcové}2} = 72$). Tento vzdělávací program nijak nesouvisel se školou, do které hodnocení žáci docházejí, a nebyl zaměřen na socio-emoční dovednosti. Předpokládáme proto, že s ohledem na posuzovaný konstrukt jsou oba vzorky srovnatelné a účast v programu neovlivnila hodnocení žádného z posuzovatelů. Tento předpoklad je možné považovat za potvrzený grafickým srovnáním rozložení odpovědí na jednotlivé položky z obou vzorků, který je k dispozici v Příloze C. Pro účely analýz proto byla data z obou vzorků sloučena.

Celkem bylo hodnoceno 315 dětí z 51 škol. Pokud jde o jednotlivé typy hodnotitelů, zapojeno bylo celkem 87 učitelů (z toho 10 mužů), kteří ohodnotili 151 dětí. Pokud jde o rodiče, zapojeno bylo 251 matek a 117 otců. V tabulce 1 je uveden celkový vzorek dětí rozdělený dle ročníku a pohlaví.

Tabulka 1

Celkový vzorek zapojených dětí dle pohlaví a ročníku

| Ročník | Chlapci | Dívky | Celkem |
|-----------|---------|-------|--------|
| 1 | 6 | 6 | 12 |
| 2 | 12 | 9 | 21 |
| 3 | 15 | 10 | 25 |
| 4 | 21 | 23 | 44 |
| 5 | 24 | 20 | 44 |
| 6 | 26 | 31 | 57 |
| 7 | 20 | 16 | 36 |
| 8 | 17 | 15 | 32 |
| 9 | 19 | 23 | 42 |
| Chybějící | 1 | 1 | 2 |
| Celkem | 161 | 154 | 315 |

S ohledem na ochotu respondentů bohužel nebylo možné zajistit, aby stejného žáka hodnotily všechny tři typy hodnotitelů. Hodnocení pro dyádu matka–otec bylo k dispozici u 100 žáků, pro dyádu matka–pedagog u 108 žáků, pro dyádu otec–pedagog u 57 žáků. U 52 žáků bylo k dispozici hodnocení od všech typů hodnotitelů.

Emotional Intelligence scale (EI) – překlad a pilotáž

Metoda s názvem Emotional Intelligence scale (EI; Valler, 2019; Valler & Pfeiffer, 2015) je určena k hodnocení socio-emočních schopností dětí ve věku 6–14 let. Učitelé či rodiče pomocí ní hodnotí žákovu chování a emoce dle

četnosti výskytu na pětibodové Likertově škále s těmito verbálními kotvami – velmi zřídka, zřídka, občas, často, velmi často. Originální verze nástroje je tvořena 55 položkami typu: „Rozumí, proč se ostatní děti cítí tak, jak se cítí“ nebo „Uvědomuje si své emoce“. Autoři nástroje posléze na základě položkové analýzy snížili počet otázek na 47 (Valler & Pfeiffer, 2015), po sérii navazujících analýz se finální počet ustálil na 32 položkách (Valler, 2019). Tyto položky tvoří dle jejich závěrů tři oddělené (nicméně korelované) faktory: 1) Vyjadřování pozitivních emocí, 2) Vyjadřování negativních emocí, 3) Zvládání emocí.

Vzhledem k pravděpodobným odlišnostem v konceptualizaci socio-emočních schopností v českém a americkém prostředí a s ohledem na to, že škála EI je v tuto chvíli stále do velké míry pouze výzkumným nástrojem, jsme se se souhlasem prvního autora této metody (S. Pfeiffer) rozhodli pracovat s původní podobou škály, která je tvořena 55 položkami. Metoda byla přeložena do češtiny v souladu se standardy pro překlad a adaptaci psychologických testů (Hambleton, 2005). Položky a instrukce byly kompletně přeloženy a následně posouzeny čtyřmi nezávislými psychology, kteří vzniklý materiál hodnotili s ohledem na srozumitelnost a obsahovou podobnost s originálem. Po úpravě položek a instrukcí na základě připomínek těchto odborníků byla metoda v rámci kognitivní pilotáže individuálně administrována čtyřem pedagogům ze dvou ZŠ. Po následných drobných úpravách vznikla finální verze, která byla zpětně přeložena do angličtiny nezávislým překladatelem a zaslána k posouzení S. Pfeifferovi. Ten navrhl drobné změny u těch položek, které se dle jeho názoru mírně odklonily od původního významu. Zapracováním jeho připomínek vznikla finální verze metody.

Výsledky

Pre-analýza položek

Jako první krok jsme náhodným způsobem rozdělili vzorek matek na dvě poloviny při zachování vyvážené věkové struktury v obou dílčích vzorcích. Následně jsme na jedné polovině těchto dat prověřili rozložení odpovědí a rozptyl u všech 55 položek škály. Rozhodli jsme se vyřadit položky, u kterých odpovědi matek napříč celým vzorkem nedostatečně variovaly, a to kvůli preferencím jedné konkrétní odpovědi (např. Je ohleduplný/-á a laskavý/-á k ostatním.). Vzhledem k úmyslu analyzovat data metodami, které předpokládají normalitu rozložení, jsme také vyřadili ty položky, jejichž rozložení se od normálního výrazně odchylovalo (např. Rád/-a pomáhá těm, kteří žádají o podporu či radu.). Rovněž jsme se zaměřili na obsahovou validitu a zjistili, že originální verze škály obsahovala shluky velmi obdobně formulovaných otázek (např. Má problém s ovládním hněvu. Je výbušný/-á a snadno ztrácí

nervy). Tomuto fenoménu jsme se chtěli v české verzi vyhnout z důvodu nadhodnocení odhadů reliability. Z těchto shluků jsme proto vybrali vždy takovou položku, která měla největší potenciál rozlišovat mezi dětmi, a tu jsme zařadili do dalších analýz. Účelem této pre-selektce bylo finální verzi nástroje zkrátit a učinit ji tak uživatelsky přívětivější, a současně předejít problémům s konvergencí explorační faktorové analýzy. Původní položková banka byla tímto způsobem zredukována z 55 na 21 otázek.

Explorační faktorová analýza

Nejprve jsme provedli sérii exploračních faktorových analýz metodou maximum likelihood s šikmou rotací geomin (GeominQ; viz GPArotation pro více informací; Bernaards & Jennrich, 2005) s pomocí R balíčku psych (Revelle, 2018) na celém vzorku hodnocení matek. Tradiční explorační faktorová analýza nicméně neposkytla jasně interpretovatelné výsledky. Všechna řešení od dvoufaktorového až po čtyřfaktorové poskytla relativně akceptovatelné koeficienty fitů (viz Příloha A) a také smysluplně interpretovatelnou faktorovou strukturu. Proto jsme se pokusili tzv. „Simple structure“ (Thurstone, 1954) nalézt využitím bayesovského přístupu dle Conti et al. (2014). Tento přístup nepracuje s předem definovaným počtem faktorů. Dimenzionalita je namísto toho odhadována souběžně s faktorovými náboji a kovarianční maticí. Důraz je tedy kladen na identifikaci struktury, která je jednoduchá a zároveň stabilní. Analýzy jsme provedli s použitím R balíčku BayesFM (Piatek, 2019). Nespecifikovali jsme různé apriorní distribuce pro různé položky, všechny použité priory byly normálně rozložené, s rozptylem závislým na počtu manifestních proměnných (viz Conti et al., 2014; Piatek, 2019, pro podrobné vysvětlení). Maximální počet faktorů jsme pro účely identifikace nastavili na 5.

Nejlepším řešením se ukázalo být řešení dvoufaktorové, s velmi výraznou převahou vůči jednofaktorovému modelu (pravděpodobnosti jednotlivých modelů viz Příloha B). Je nicméně třeba poznamenat, že tyto dva faktory se zdají být velmi silně korelovány (průměrná korelace 0,9). To by napovídalo tomu, že matky jsou v hodnocení socio-emočních dovedností svých dětí velmi konzistentní a příliš mezi těmito charakteristikami nerozlišují. Je však nutné podotknout, že faktorová struktura je odhadována na převzorkovaných datech, konkrétně na 1000 převzorkovaných datasetech. Na korelacích mezi faktory napříč těmito 1000 datasety je nakonec spočítána jejich průměrná hodnota. Jelikož jsou průměrné hodnoty velmi citlivé k extrémům, bylo by v tomto případě více informativní použití mediánu. Ten však zatím není balíčkem BayesFM podporován (Piatek, 2019). Abychom čtenářům poskytli širší představu o souvislosti mezi oběma zjištěnými faktory, korelace v našem vzorku matek lehce přesahuje hodnotu 0,5.

První faktor jsme pojmenovali *Prosociální chování*, protože v našem dotazníku sytí celkem 11 položek zaměřených především na chování a vztah dítěte k ostatním (např. Pomáhá ostatním cítit se lépe, když jsou smutní či nešťastní. Snadno navazuje přátelství.). Medián faktorových nábojů dosahuje hodnoty 0,48 (nejslabší faktorový náboj 0,3, nejsilnější 0,68), nejmenší faktorové náboje mají dvě položky zaměřené na vytrvalost a překonávání překážek, které se svým obsahem navíc s názvem faktoru příliš neslučují (podrobně se k tomuto vrátíme v diskusi). Druhý faktor s názvem *Emoční sebeuvědomění a seberegulace* sytí deset položek, které se týkají reflexe vlastních emocí a práce s nimi (např. Snadno se rozruší, zklame anebo urazí. Přijímá kritiku bez ztráty kontroly nad emocemi.). Medián nábojů je v případě tohoto faktoru 0,67 (nejslabší náboj 0,31, nejsilnější 0,87). Nejmenší faktorové náboje přitom mají tři položky, které se týkají seberegulace vlastních emocí v reakci na chování vrstevníků (např. Když čeká na odpověď druhých, je nedočkavý/-á.).

Konfirmační faktorová analýza

Dalším krokem bylo ověřit identifikovanou faktorovou strukturu na vzorcích otců a učitelů. Na základě výše uvedené hypotézy jsme přitom předpokládali, že vzorek otců na rozdíl od vzorku učitelů poskytne akceptovatelný fit. Analýzy jsme provedli v balíčku lavaan (Devliegerh et al., 2019) s robustním maximum likelihood estimátorem. Výsledky jsou prezentovány v tabulce 2.

Tabulka 2

Koeficienty fitu dvoufaktorového řešení na vzorcích otců a učitelů

| | χ^2 | <i>df</i> | CFI | SRMR | RMSEA | RMSEA 90% CI | R between dimensions |
|---------|----------|-----------|------|------|-------|-----------------|-------------------------|
| otcové | 340,124 | 188 | 0,81 | 0,09 | 0,08 | 0,07; 0,09 | 0,66 |
| učitelé | 713,055 | 188 | 0,63 | 0,15 | 0,14 | 0,13; 0,15 | 0,66 |

Jak jsme předpokládali, model vykazuje akceptovatelné (nikoli však dokonalé) parametry fitu na vzorku otců, a to především s přihlédnutím k intervalu spolehlivosti okolo RMSEA (0,07; 0,09). Jak je patrné z nízké hodnoty CFI, hodnoty interkorelací nejsou tak vysoké, jak bychom předpokládali. Přesněji řečeno, relativně nízký inkrementální fit index (CFI < 0,9) napovídá, že dvoufaktorové řešení ve srovnání s nulovým modelem, který předpokládá nulovou variančně-kovarianční matici, nepopisuje data nejlépe, a pravděpodobně by v případě otců pomohlo některé z předpokládaných korelací fixovat na 0. To se také promítá do slabých faktorových nábojů některých položek. Rozdíly mezi modelem testovaným a modelem implikovaným daty (SRMR

> 0,10) nicméně nejsou natolik propastné, abychom řešení považovali za neakceptovatelné. Medián v případě prvního faktoru dosahuje hodnoty 0,44 (min 0,30; max 0,70), stejně jako v případě matek mají nejnižší náboje dvě položky zaměřené na vytrvalost a překonávání překážek. Medián nábojů druhého faktoru je 0,67 (min 0,15; max 0,94). I zde je při srovnání s matkami zřetelná podobnost v obsahu položek s nejnižšími náboji.

Rovněž ve shodě s našimi hypotézami je z tabulky 2 zřejmé, že model není akceptovatelný v případě pedagogů. Hodnoty RMSEA (0,14) včetně konfidenčního intervalu dalece přesahují doporučené hodnoty, reziduální korelační matice, která umožňuje identifikovat neshodu mezi testovaným modelem a modelem implikovaným daty, poukazuje na jejich výrazný nesoulad (v průměru se korelace dané těmito modely liší o 0,15, což je relativně vysoká hodnota sama o sobě). Jelikož jsme předpokládali, že pedagogové nerozlišují mezi jednotlivými schopnostmi žáků v takové míře jako rodiče, očekávali jsme, že v jejich případě nebudou jednotlivé dimenze dotazníku příliš konceptuálně odlišné a jejich vzájemný překryv vytvoří jediný faktor. Proto jsme na vzorku pedagogů prověřili i jednofaktorové řešení. Naše hypotéza nicméně fitem tohoto řešení podpořena nebyla. Ani jednofaktorový model nepopsal strukturu dotazníku v populaci pedagogů dobře (v zásadě ještě hůře než dvoufaktorové řešení), $\chi^2(189) = 907,58$, $p < 0,001$, CFI = 0,58, SRMR = 0,147, RMSEA = 0,16 s 90% CI = [0,15, 0,17]. Medián faktorových nábojů položek jednofaktorového řešení dosahuje hodnoty 0,5. V případě jednofaktorového i dvoufaktorového řešení mají v případě učitelského hodnocení nejmenší náboje dvě položky zaměřené na snadnost vyjadřování vlastních pocitů.

Diskuse

Cílem naší studie bylo vytvoření a základní ověření nového diagnostického nástroje pro měření socio-emočních charakteristik dětí skrze posouzení jiným hodnotitelem, konkrétně rodičem či pedagogem. Vycházeli jsme přitom z položkové banky nástroje Emotional Intelligence scale (EI; Valler, 2019; Valler & Pfeiffer, 2015), která byla adaptována na české prostředí. Po sérii exploračních faktorových analýz byla pomocí bayesovského přístupu na vzorku matek jako nejvhodnější identifikována dvoufaktorová struktura. První faktor, sytící položky primárně zaměřené na vztah k ostatním a vyjadřování emocí vůči ostatním, byl pojmenován Prosociální chování, druhý faktor sytící položky, týkající se práce s vlastními emocemi, byl pojmenován Emoční sebeuvědomění a seberegulace.

Jak již bylo naznačeno, položky použité v naší studii jsou adaptací výzkumné metody EI. Nami zjištěná faktorová struktura přitom neodpovídá struktuře navrhované Vallerovou a Pfeifferem (2015). Jedním z důvodů je

jistě fakt, že měření socio-emočních charakteristik (obzvláště posuzovací, tedy nevýkonovou formou) je do velké míry kulturně závislé. V rámci naší studie jsme také provedli pre-analytickou fázi, ve které jsme vyřadili více než polovinu položek ještě před ověřováním faktorové struktury. Primárním důvodem rozdílu ve zjištěné faktorové struktuře je nicméně nejspíše použití odlišných statistických postupů při exploraci dat.

Podobnost obsahu našich faktorů s původní verzí Vallerové a Pfeiffera (2015) spočívá v jejím zaměření na projevy chování a emocí „ven“ (v původní metodě šlo o faktory Vyjadřování pozitivních emocí / Vyjadřování negativních emocí) a „dovnitř“ (v původní metodě Porozumění a kontrola emocí). Také z hlediska jiných konceptů měření socio-emočních schopností má naše rozdělení faktorů na vnější a vnitřní své opodstatnění. Tett et al. (2005) v sebesposuzovacím dotazníku zaměřeném na zjišťování tohoto konstruktů například identifikovali faktory Orientace na sebe, Orientace na jiné, a navíc ještě samostatný faktor Emoční sdílení, který je v našem případě součástí prvního prosociálního faktoru. Oporu k naší struktuře lze rovněž nalézt i v teoretickém konceptu Denhama (2005) a v jeho pěti dimenzích, které autor sám shrnuje pod dvě obecnější kategorie – interpersonální (Řešení sociálních problémů a Vztahové dovednosti) a intrapersonální (Sebeuvědomování, Seberegulace a Sociální uvědomování) charakteristiky.

Z výsledků explorační faktorové analýzy také vyplynulo, že dvě položky našeho dotazníku zaměřené na vytrvalost a překonávání překážek spadají, na první pohled nelogicky, do stejného faktoru jako otázky zaměřené na vztahování se k ostatním a vyjadřování emocí. Proč se tak stalo, není jasné. Jedním z možných vysvětlení může být obecná formulace otázek a širší možnosti interpretace posuzovatelem. Není např. možné vyloučit, že obě uvedené otázky posuzovatelé chápali primárně ve vztahu chování k jiným lidem, tedy např. řešení problému v kooperaci s druhými lidmi nebo vzdávání se ve smyslu spolupráce s jinými. Důležité je také poznamenat, že takto zaměřených otázek (ve smyslu vůle, překonávání překážek a vytrvalosti) bylo v původní položkové bance Vallerové a Pfeiffera (2015) omezené množství. Z 55 položek byly takto koncipovány pouze tři položky, přičemž jedna z nich byla navíc vyřazena po pre-analýze ještě před ověřováním faktorové struktury dotazníku. Je tedy možné, že takto koncipovaných položek bylo nakonec příliš málo na to, aby utvořily samostatný faktor, který by bylo možné nazvat např. Vytrvalostí. Tomu by nasvědčovalo i to, že zmíněné dvě položky mají v rámci daného faktoru nejmenší náboje. Přesto je zajímavé, že v rámci dvoufaktorového řešení utvořily společný faktor s položkami, které jsou zaměřeny poměrně odlišně a mají spíše sociální konotaci. Vytrvalost a překonávání překážek totiž vyžaduje spíše vnitřní mechanismy zvládnání emocí, což by více odpovídalo druhému faktoru.

Po stanovení faktorové struktury na vzorku matek prostřednictvím série exploračních faktorových analýz jsme tuto strukturu dále konfirmovali na hodnocení otců a pedagogů. V souladu s našimi hypotézami se potvrdilo, že identifikovaný model v případě otců vykazuje relativně uspokojivou shodu s daty. Srovnatelná s matkami je i velikost faktorových nábojů. Částečnou nedokonalost shody může mít více vysvětlení. Otcové mohou být v hodnocení celkové intenzity emocí svých dětí více zdrženliví a umírnění (Dadds et al., 2008). Rozdíl také nemusí souviset pouze s pohlavím posuzovatele. Některé výzkumy (Casey & Fuller, 1994; Eisenberg et al., 1996) např. naznačují, že případné rozdíly v posuzování emocí mohou být způsobeny také pohlavím posuzovaných dětí. U chlapců je např. rodiči citlivěji vnímán vztek a agresivní jednání, naopak u dívek jsou rodiče citlivější na projevy úzkosti nebo smutku. Závěry takto zaměřených studií však nejsou jednoznačné. Např. výzkum Engelové et al. (1994) naopak uvádí pouze minimální vliv pohlaví dítěte na report rodiče a rovněž uspokojivou shodu v reportech otců a matek o dítěti. Většina dotazníkových šetření administrovaná rodičům pohlaví rodiče vůbec nerozlišuje a implicitně předpokládá srovnatelnost hodnocení matek a otců. Také v našem případě na základě námi identifikované shody předpokládáme použitelnost dotazníku jak pro matky, tak pro otce, určitá zdrženlivost v interpretaci výsledků s ohledem na pohlaví je nicméně vždy namístě.

V případě pedagogů je na druhou stranu z indexů fitu zřejmé, že zjištěná faktorová struktura v tomto případě vhodná není. Odlišnost faktorové struktury mezi rodiči a pedagogy dokládají i další studie (např. Manz et al., 1999). Současně autoři jiných výzkumů, které zahrnují administraci shodných posuzovacích dotazníků rodičům a pedagogům, obvykle reportují velmi nízké korelace výsledků (Junttila et al., 2006; Renk & Phares, 2004; Wigelsworth et al., 2010). Tyto závěry, týkající se nízké korelace i nesrovnatelnosti faktorové struktury, mohou být způsobeny tím, že rodiče i učitelé pozorují dítě v odlišných situacích, mají k němu jiný vztah a obvykle mají jiné motivace pro posuzování. Naše zjištění tedy nabízí ke zvážení myšlenku, zda je vůbec možné (a žádoucí) administrovat rodičům i učitelům stejně strukturované dotazníky.

Limity a navazující výzkum

Výzkumné ověření našeho diagnostického nástroje má limity, které je nutné brát při uvažování nad zjištěními v potaz. Jedním z hlavních problémů je fakt, že vzorek dětí posuzovaných matkami a pedagogy se prolínal jen částečně, tzn. že tyto dva typy hodnotitelů posuzovaly mírně odlišné žáky. Ačkoliv demografické charakteristiky obou skupin posuzovaných dětí byly

podobné, nejde s jistotou tvrdit, že nízká shoda zjištěné faktorové struktury hodnocení matek a učitelů nemůže být způsobena i touto skutečností. Na druhou stranu překryv hodnocených dětí nebyl stoprocentní ani v případě srovnání matek a otců, kde je o srovnatelnosti faktorové struktury možné mluvit. Každopádně je nicméně nutné upozornit na to, že způsob srovnání, který byl použit v této studii, nemůže plně nahradit analýzu invariance, kterou by bylo vhodné v budoucnu realizovat na větším vzorku respondentů.

V případě rodičů jsme v rámci studie pracovali odděleně s daty od matek a otců. Pokud jde o pedagogy, s ohledem na malé množství pedagogů-mužů ($n = 10$) jsme data pro učitele i učitelky sloučili. Ačkoliv v tomto ohledu nepředpokládáme výrazné genderové rozdíly, bylo by zajímavé se v navazující studii pokusit zapojit více mužů a potenciální vliv pohlaví na hodnocení sledovat. V tomto ohledu se také nabízí otázka případného vlivu shodnosti či rozdílnosti pohlaví hodnoceného a hodnotitele.

Zjištěná faktorová struktura je také zcela jistě ovlivněna složením položkové banky, kterou jsme přebrali od zahraničních autorů (Valler & Pfeiffer, 2015). V závislosti na znění jednotlivých položek, jejich počtu nebo zaměření bychom se ve výsledku mohli dobrat i k odlišným faktorovým strukturám.

Výsledkem studie je tedy prvotní verze adaptované dotazníkové metody. Pro její validizaci by nyní bylo vhodné provést další sérii ověřování s podobně zaměřenými dotazníkovými metodami, např. „Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth“ (Gresham & Elliot, 2008). V českém prostředí v tomto bohužel narážíme na již zmíněnou absenci lokalizovaných a standardizovaných metod.

Závěr a doporučení

Závěry naší studie poukazují na potenciální problematičnost srovnávání hodnocení rodičů a pedagogů. Ukazuje se totiž, že totožně koncipovaný dotazník může mít pro oba typy hodnotitelů odlišnou faktorovou strukturu. Jednou z možností, jak se s touto skutečností vypořádat, je již při tvorbě metody koncipovat položky tak, aby jejich zaměření co nejlépe vycházelo vstříc danému posuzovateli. V takovém případě se však nabízí otázka, do jaké míry by byl výsledný konstrukt (měřený odlišnými položkami) srovnatelný napříč hodnotiteli. Navíc ani v tomto případě není zaručena srovnatelnost faktorové struktury.

Naše zjištění nicméně vidíme jako užitečné při uvažování nad aplikacemi obdobných dotazníkových metod. Výzkumník by měl zvážit, zda je administrace shodné metody učitelům i rodičům vůbec žádoucí. Pokud se jedná o metodu, která je k posouzení učitelům i rodičům určena, je na místě ujistění, zda autoři pro rodiče i učitele faktorovou strukturu dotazníku ověřovali

a zda jim vyšla ve shodě. V případě tvorby takto zaměřeného nástroje, který by měl být určený zároveň rodičům i učitelům, je nutné komplexní posouzení obsahové validity jednotlivých položek. Důležitá je např. jasná definice dotazovaného chování, zaměření na takové chování, které mají rodiče i učitelé dostatečnou možnost pozorovat, případně během vzniku metody položky konzultovat s oběma typy hodnotitelů, aby bylo zřejmé, že si v rámci jednotlivých otázek představují totožné chování (Manz et al., 1999).

Doplňkové materiály

Anonymizovaná data a skripty využité při analýzách v rámci programu R jsou v souladu s principy Open Science dostupné na <https://osf.io/xueh6>.

Dedikace

Tato studie je výsledkem badatelské činnosti podporované v rámci projektu MUNI/A/1458/2020 „Doménově specifické schopnosti intelektově nadaných žáků“.

Literatura

- Acar, S., Sen, S., & Cayirdag, N. (2016). Consistency of the performance and nonperformance methods in gifted identification a multilevel meta-analytic review. *Gifted Child Quarterly*, 60(2), 81–101. <https://doi.org/10.1177/0016986216634438>
- Achenbach, T. M., McConaughy, S. H., & Howell, C. T. (1987). Child/adolescent behavioral and emotional problems: Implications of cross-informant correlations for situational specificity. *Psychological Bulletin*, 101(2), 213–232. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.101.2.213>
- Bar-On, R. (1997). *Bar-on emotional quotient inventory (EQ-I): Technical manual*. Multi-Health Systems.
- Bar-On, R., & Parker, J. D. A. (2000). *The bar-on emotional quotient inventory: Youth version (EQ-i:YV)*. Multi-Health Systems.
- Baron-Cohen, S., & Wheelwright, S. (2004). The empathy quotient: An investigation of adults with Asperger syndrome or high functioning autism, and normal sex differences. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 34(2), 163–175. <https://doi.org/10.1023/B:JADD.0000022607.19833.00>
- Belfield, C., Bowden, A. B., Klapp, A., Levin, H., Shand, R., & Zander, S. (2015). The economic value of social and emotional learning. *Journal of Benefit-Cost Analysis*, 6(3), 508–544. <https://doi.org/10.1017/bca.2015.55>
- Bernaards, C. A., & Jennrich, R. I. (2005). Gradient projection algorithms and software for arbitrary rotation criteria in factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 65(5), 676–696. <https://doi.org/10.1177/0013164404272507>
- Casey, R. J., & Fuller, L. L. (1994). Maternal regulation of children's emotions. *Journal of Nonverbal Behavior*, 18, 57–89. <https://doi.org/10.1007/BF02169079>

- Coelho, V. A., Sousa, V., & Marchante, M. (2016). Social and emotional competencies evaluation questionnaire – Teacher’s version: Validation of a short form. *Psychological Reports, 119*(1), 221–236. <https://doi.org/10.1177/0033294116656617>
- Conti, G., Frühwirth-Schnatter, S., Heckman, J. J., & Piatek, R. (2014). Bayesian exploratory factor analysis. *Journal of Econometrics, 183*(1), 31–57. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2014.06.008>
- Cote, S., & Miners, C. T. (2006). Emotional intelligence, cognitive intelligence, and job performance. *Administrative Science Quarterly, 51*(1), 1–28. <https://doi.org/10.2189/asqu.51.1.1>
- Dadds, M. R., Hunter, K., Hawes, D. J., Frost, A. D. J., Vassallo, S., Bunn, P., Merz, S., & Masry, Y. E. (2008). Measure of cognitive and affective empathy in children using parent ratings. *Child Psychiatry and Human Development, 39*, 111–122. <https://doi.org/10.1007/s10578-007-0075-4>
- Denham, S. A. (2005). *Assessing social-emotional development in children from a longitudinal perspective for the National Children’s Study: Social-emotional compendium of measures*. George Mason University.
- Denham, S. A., Wyatt, T. M., Bassett, H. H., Echeverria, D., & Knox, S. S. (2009). Assessing social-emotional development in children from a longitudinal perspective. *Journal of Epidemiology & Community Health, 63*(1), 37–52. <http://dx.doi.org/10.1136/jech.2007.070797>
- Devliegerh, I., Talloen, W., & Rosseel, Y. (2019). New developments in factor score regression: Fit indices and a model comparison test. *Educational and Psychological Measurement, 79*(6), 1017–1037. <https://doi.org/10.1177/0013164419844552>
- Durlak, J. A., Weissberg, R. P., Dymnicki, A. B., Taylor, R. D., & Schellinger, K. B. (2011). The impact of enhancing students’ social and emotional learning: A meta-analysis of school-based universal interventions. *Child Development, 82*(1), 405–432. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2010.01564.x>
- Eisenberg, N., Fabes, R. A., & Murphy, B. C. (1996). Parents’ reactions to children’s negative emotions: Relations to children’s social competence and comforting behavior. *Child Development, 67*(5), 2227–2247. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2010.01564.x>
- Engel, N. A., Rodrigue, J. R., & Geffken, G. R. (1994). Parent-child agreement on ratings of anxiety in children. *Psychological Reports, 75*(3), 1251–1260. <https://doi.org/10.2466/pr0.1994.75.3.1251>
- Frydenberg, E., Liang, R., & Muller, D. (2017). Assessing students’ social and emotional learning: A review of the literature on assessment tools and related issues. *Social and Emotional Learning in Australia and the Asia-Pacific, 55–82*. <https://doi.org/10.1007/978-981-10-3394-0>
- Galloway, B., & Porath, M. (1997). Parent and teacher views of gifted children’s social abilities. *Roeper Review, 20*(2), 118–121. <https://doi.org/10.1080/02783199709553872>
- Geiser, C., Mandelman, S. D., Tan, M., & Grigorenko, E. L. (2016). Multitrait-multimethod assessment of giftedness: An application of the correlated traits-correlated (Methods-1) model. *Structural Equation Modeling, 23*(1), 76–90. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.937792>
- Goleman, D. (1995). *Emotional intelligence*. Bantam Books.
- Gresham, F. M., & Elliott, S. N. (2008). *Social skills improvement system-rating scales*. Pearson Assessments.
- Gresham, F. M., Elliott, S. N., Cook, C. R., Vance, M. J., & Kettler, R. (2010). Cross-informant agreement for ratings for social skill and problem behavior ratings: An investigation of the social skills improvement system-rating scales. *Psychological Assessment, 22*(1), 157. <https://doi.org/10.1037/a0018124>

- Grob, A., Meyer, C. H. S., & Hagmann-von Arx, P. (2013). *IDS – Inteligenční a vývojová škála pro děti ve věku 5–10 let*. Testcentrum.
- Grob, A., Reimann, G., Gut, J., & Frischknecht, M. C. (2018). *IDS-P – Inteligenční a vývojová škála pro předškolní děti*. Testcentrum.
- Hambleton, R. K. (2005). Issues, designs, and technical guidelines for adapting tests into multiple languages and cultures. In R. K. Hambleton, P. F. Merenda, & Ch. F. Spielberg (Eds.), *Adapting educational and psychological test for cross-cultural assessment* (s. 3–38). Lawrence Erlbaum Associates.
- Humphrey, N., Curran, A., Morris, E., Farrell, P., & Woods, K. (2007). Emotional intelligence and education: A critical review. *Educational Psychology, 27*(2), 235–254. <https://doi.org/10.1080/01443410601066735>
- Humphrey, N., Kalambouka, A., Wigelsworth, M., Lendrum, A., Deighton, J., & Wolpert, M. (2011). Measures of social and emotional skills for children and young people: A systematic review. *Educational and Psychological Measurement, 71*(4), 617–637. <https://doi.org/10.1177/0013164410382896>
- Jolliffe, D., & Farrington, D. P. (2006). Development and validation of the Basic empathy scale. *Journal of Adolescence, 29*(4), 589–611. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2005.08.010>
- Junttila, N., Voeten, M., Kaukiainen, A., & Vauras, M. (2006). Multisource assessment of children's social competence. *Educational and Psychological Measurement, 66*(5), 874–895. <https://doi.org/10.1177/0013164405285546>
- Lee, D., & Pfeiffer, S. I. (2006). The reliability and validity of a korean-translated version of the Gifted rating scales. *Journal of Psychoeducational Assessment, 24*(3), 210–224. <https://doi.org/10.1177/0734282906287829>
- Linares, L. O., Rosbruch, N., Stern, M. B., Edwards, M. E., Walker, G., Abikoff, H. B., & Alvir, J. Ma. J. (2005). Developing cognitive-social-emotional competencies to enhance academic learning. *Psychology in the Schools, 42*(4), 405–417. <https://doi.org/10.1002/pits.20066>
- MacCann, C., Joseph, D. L., Newman, D. A., & Roberts, R. D. (2014). Emotional intelligence is a second-stratum factor of intelligence: Evidence from hierarchical and bifactor models. *Emotion, 14*(2), 358–374. <https://doi.org/10.1037/a0034755>
- Manz, P. H., Fantuzzo, J. W., & McDermott, P. A. (1999). The parent version of the preschool social skills rating scale: An analysis of its use with low-income, ethnic minority children. *School Psychology Review, 28*, 493–504. <https://doi.org/abs/10.1080/02796015.1999.12085980>
- Mavroveli, S., Petrides, K. V., Shove, C., & Whitehead, A. (2008). Investigation of the construct of trait emotional intelligence in children. *European Childhood Adolescent Psychiatry, 17*, 516–526. <https://doi.org/10.1007/s00787-008-0696-6>
- Mayer, J. D., Salovey, P., & Caruso, D. R. (2002). *The Mayer-Salovey-Caruso emotional intelligence test (MSCEIT) – User's manual*. Multi-Health Systems.
- Mayer, J. D., Salovey, P., & Caruso, D. R. (2014). *Mayer-Salovey-Caruso emotional intelligence test youth research version: Researcher's guide*. Multi-Health Systems.
- McCarney, S. B., & Arthaud, T. J. (2009). *Gifted evaluation scale, third edition. Technical manual*. Hawthorne Educational Services.
- McKown, C. (2017). Social-emotional assessment, performance, and standards. *The Future of Children, 27*(1), 157–178.
- Mlázovská, B. (2018). *Empatie a socio-emoční kompetence u dětí v různých formách náhradní péče* (nepublikovaná diplomová práce). Univerzita Karlova.

- Neber, H. (2004). Teacher identification of students for gifted programs: Nominations to a summer school for highly-gifted students. *Psychology Science, 46*(3), 348–362.
- Newsome, S., Day, A. L., & Catano, V. M. (2000). Assessing the predictive validity of emotional intelligence. *Personality and Individual Differences, 29*(6), 1005–1016. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(99\)00250-0](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(99)00250-0)
- Petrides, K. V., Niven, L., & Mouskounti, T. (2006). The trait emotional intelligence of ballet dancers and musicians. *Psicothema, 18*, 101–107.
- Pfeiffer, S. I., & Jarosewich, T. (2003). *GRS (Gifted rating scales) – Manual*. Pearson.
- Piatek, R. (2019). *Bayes FM: Bayesian inference for factor modeling*. <https://CRAN.R-project.org/package=BayesFM>
- Renk, K., & Phares, V. (2004). Cross-informant ratings of social competence in children and adolescents. *Clinical Psychology Review, 24*(2), 239–254. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2004.01.004>
- Renzulli, J. S., Smith, L. H., White, A. J., Callahan, C. M., Hartman, R. K., & Westberg, K. L. (2010). *Scales for rating the behavioral characteristics of superior students: Technical and administration manual (3rd ed.)*. Prufrock Press.
- Revelle, W. (2018). *Psych: Procedures for personality and psychological research*. Northwestern University. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Rothenbusch, S., Voss, T., Golle, J., & Zettler, I. (2018). Linking teacher and parent ratings of teacher-nominated gifted elementary school students to each other and to school grades. *Gifted Child Quarterly, 62*(2), 230–250. <https://doi.org/10.1177/0016986217752100>
- Salovey, P., & Mayer, J. D. (1990). Emotional intelligence. *Imagination, Cognition and Personality, 9*(3), 185–211. <https://doi.org/10.2190/DUGG-P24E-52WK-6CDG>
- Shields, A., & Cicchetti, D. (1997). Emotion regulation among school-age children: The development and validation of a new criterion Q-sort scale. *Developmental Psychology, 33*(6), 906–916. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.33.6.906>
- Schultz, D., Izard, C. E., & Bear, G. A. (2004). Children's emotion processing: Relations to emotionality and aggression. *Development & Psychopathology, 16*(2), 371–387. <https://doi.org/10.1017/S0954579404044566>
- Stan, C., & Beldean, I. G. (2014). The development of social and emotional skills of students—ways to reduce the frequency of bullying-type events. Experimental results. *Procedia-Social and Behavioral Sciences, 114*, 735–743. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.12.777>
- Tett, R. P., Fox, K. E., & Wang, A. (2005). Development and validation of a self-report measure of emotional intelligence as a multidimensional trait domain. *Personality and Social Psychology Bulletin, 31*(7), 859–888. <https://doi.org/10.1177/0146167204272860>
- Thurstone, L. L. (1954). An analytical method for simple structure. *Psychometrika, 19*, 173–182. <https://doi.org/10.1007/BF02289182>
- Valler, E., & Pfeiffer, S. I. (2015). *Development and exploratory factor analysis of a teacher-report measure of emotional intelligence in youth: The Pfeiffer Emotional intelligence scale* (nepublikovaná diplomová práce). Florida State University.
- Valler, E. (2019). *Preliminary examination of the psychometric properties of the Pfeiffer Emotional intelligence scale: A teacher-report form for measuring emotional intelligence in children and adolescents* (nepublikovaná doktorská práce). Florida State University.
- Wigelsworth, M., Humphrey, N., Kalambouka, A., & Lendrum, A. (2010). A review of key issues in the measurement of children's social and emotional skills. *Educational Psychology in Practice, 26*(2), 173–186. <https://doi.org/10.1080/02667361003768526>

Willhelm, O. (2005). Measures of emotional intelligence: Practice and standards. In R. Schulze & R. D. Roberts (Eds.), *Emotional intelligence: An international handbook* (s. 131–154). Hogrefe and Huber.

Zeidner, M., Roberts, R. D., & Matthews, G. (2008). The science of emotional intelligence. *European Psychologist*, 13(1), 64–78. <https://doi.org/10.1027/1016-9040.13.1.64>

Zins, J. E., & Elias, M. J. (2007). Social and emotional learning: Promoting the development of all students. *Journal of Educational and Psychological Consultation*, 17(2–3), 233–255. <https://doi.org/10.1080/10474410701413152>

Přílohy

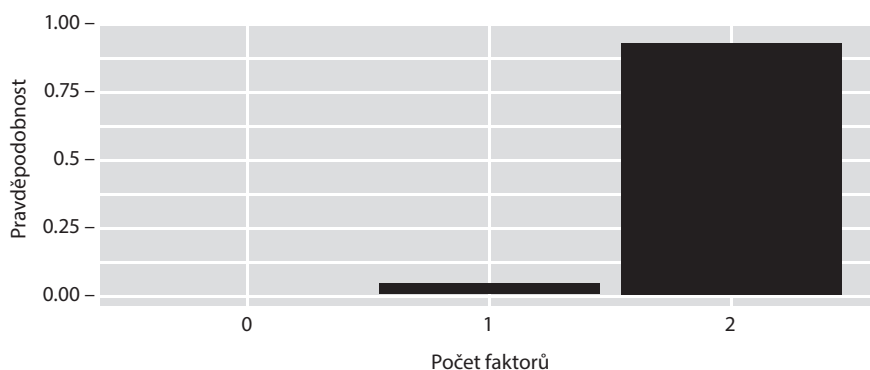
Příloha A

Koeficienty fitů pro jednotlivá faktorová řešení na vzorku matek

| Faktorové řešení | ci_upper | RMSEA | ci_lower | chisq(df) | SRMS |
|------------------|----------|-------|----------|-------------|------|
| Dvoufaktorové | 0,06 | 0,07 | 0,07 | 323,81(295) | 0,04 |
| Třífaktorové | 0,08 | 0,09 | 0,09 | 788,71(348) | 0,06 |
| Čtyřfaktorové | 0,06 | 0,07 | 0,07 | 434,65(321) | 0,04 |
| Pětifaktorové | 0,06 | 0,07 | 0,07 | 323,81(295) | 0,04 |

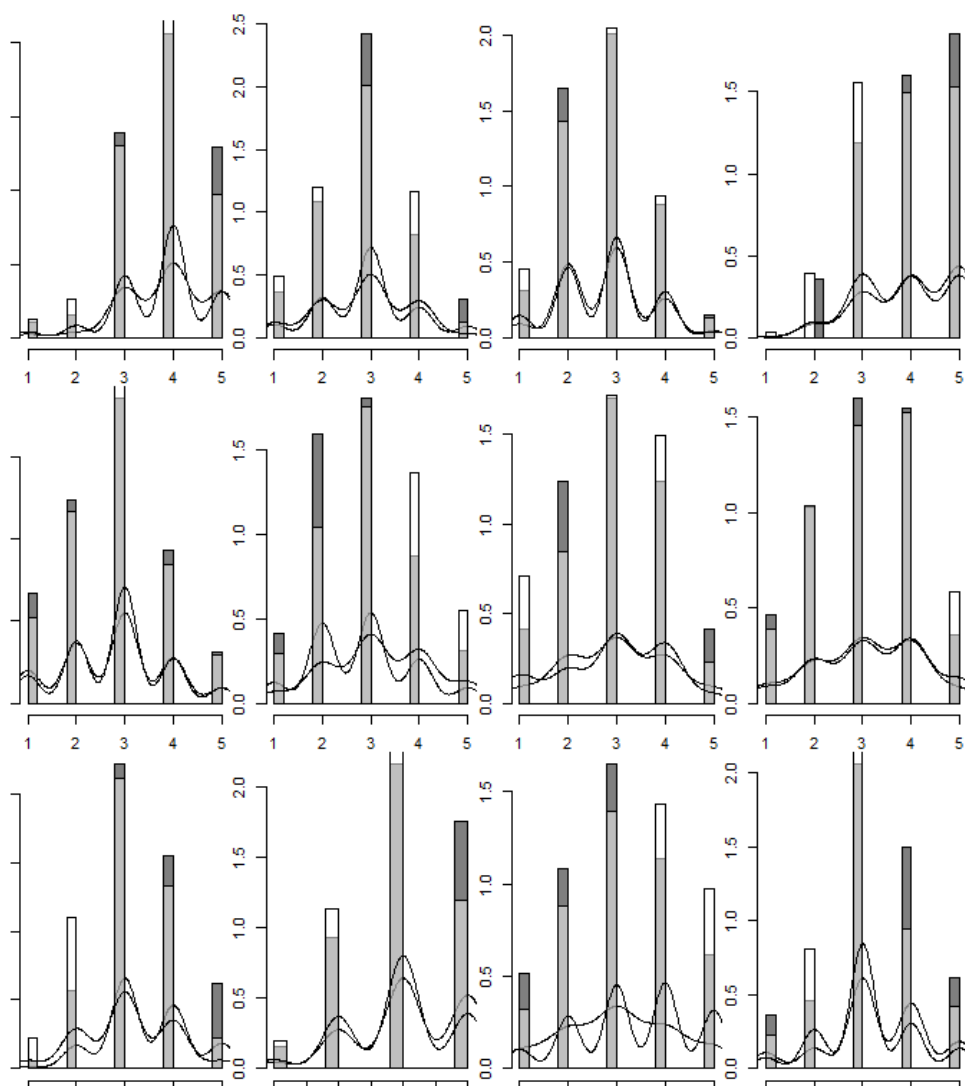
Příloha B

Posterionní pravděpodobnosti jednofaktorového a dvoufaktorového modelu – vzorek matek

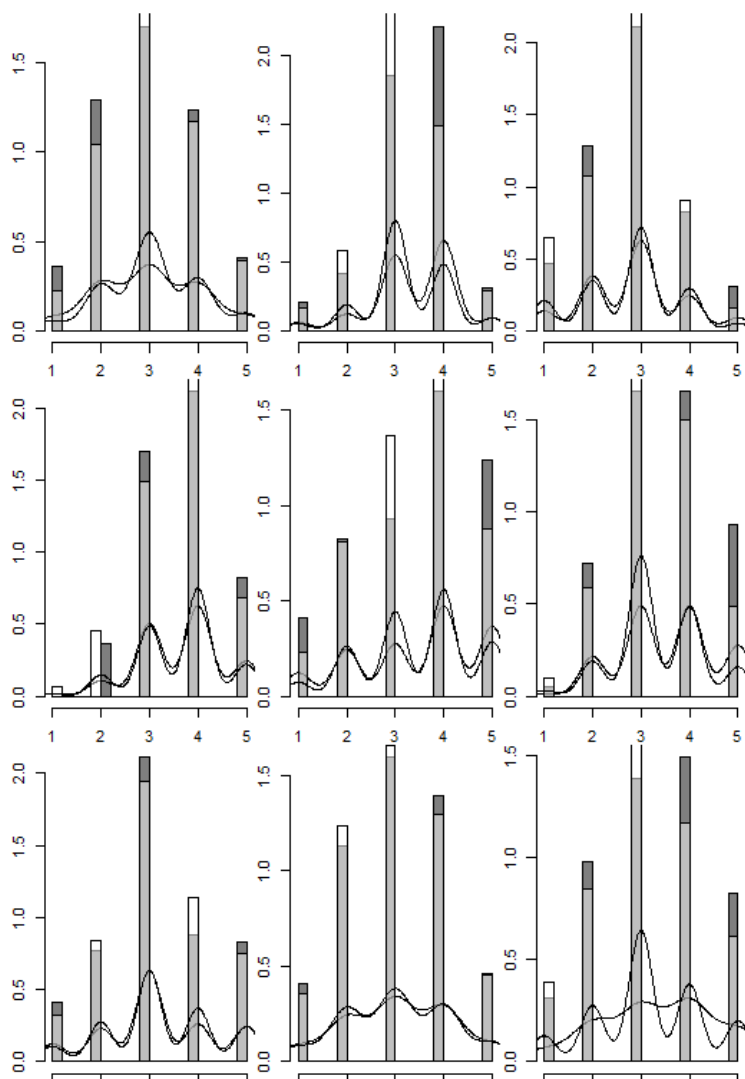


Příloha C

Grafické srovnání rozložení odpovědí na jednotlivé položky pro žáky z běžných škol a speciálního vzdělávacího programu – vzorek matek



Pozn.: Světle šedá barva – sdílená četnost odpovědí v dané kategorii pro oba typy vzorků; tmavě šedá barva – četnost odpovědí v dané kategorii nad rámec sdílené pro žáky z běžných škol; bílá barva – četnost odpovědí v dané kategorii nad rámec sdílené pro žáky ze speciálního vzdělávacího programu; tmavě šedý a bílý sloupec v rámci stejné kategorie – v případě, kdy by rozdíl mezi oběma typy vzorků nebyl vizuálně patrný.



Kontakt na autory

David Macek

Institut výzkumu dětí, mládeže a rodiny, Fakulta sociálních studií, Masarykova univerzita, Brno
E-mail: 181669@mail.muni.cz

Michal Jabůrek (korespondenční autor)

Institut výzkumu dětí, mládeže a rodiny, Fakulta sociálních studií, Masarykova univerzita, Brno
E-mail: michal.jaburek@gmail.com

Edita Chvojková

Institut výzkumu dětí, mládeže a rodiny, Fakulta sociálních studií, Masarykova univerzita, Brno
E-mail: edita.chvojkova@mail.muni.cz

Šárka Portešová

Institut výzkumu dětí, mládeže a rodiny, Fakulta sociálních studií, Masarykova univerzita, Brno
E-mail: 2024@mail.muni.cz

Corresponding authors

David Macek

Institute for Research of Children, Youth and Family, Faculty of Social Studies, Masaryk University, Brno
E-mail: 181669@mail.muni.cz

Michal Jabůrek (corresponding author)

Institute for Research of Children, Youth and Family, Faculty of Social Studies, Masaryk University, Brno E-mail: michal.jaburek@gmail.com

Edita Chvojková

Institute for Research of Children, Youth and Family, Faculty of Social Studies, Masaryk University, Brno
E-mail: edita.chvojkova@mail.muni.cz

Šárka Portešová

Institute for Research of Children, Youth and Family, Faculty of Social Studies, Masaryk University, Brno E-mail: 2024@mail.muni.cz