

Pivarč, Jakub

Psychometrické vlastnosti dotazníku The Teacher Efficacy for Inclusive Practices (TEIP) : adaptace české verze škály u učitelů mateřských škol

Studia paedagogica. 2022, vol. 27, iss. 1, pp. [125]-152

ISSN 1803-7437 (print); ISSN 2336-4521 (online)

Stable URL (DOI): <https://doi.org/10.5817/SP2022-1-5>

Stable URL (handle): <https://hdl.handle.net/11222.digilib/145100>

Access Date: 28. 11. 2024

Version: 20220831

Terms of use: Digital Library of the Faculty of Arts, Masaryk University provides access to digitized documents strictly for personal use, unless otherwise specified.

PSYCHOMETRICKÉ VLASTNOSTI DOTAZNÍKU THE TEACHER EFFICACY FOR INCLUSIVE PRACTICES (TEIP): ADAPTACE ČESKÉ VERZE ŠKÁLY U UČITELŮ MATEŘSKÝCH ŠKOL

PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE TEACHER EFFICACY FOR INCLUSIVE PRACTICES (TEIP) QUESTIONNAIRE: ADAPTING THE CZECH VERSION OF THE SCALE FOR PRE-SCHOOL TEACHERS

Jakub Pivarč^a 

^a Národní pedagogický institut České republiky

ABSTRAKT

Mezinárodně široce využívaný dotazník Teacher Efficacy for Inclusive Practices (TEIP, Sharma et al., 2012; do češtiny přeloženo jako „Zdatnost učitele v inkluzivních postupech“) byl jedním z prvních dotazníků, který byl vyvinut pro účely sebesousazení vlastní vnímané zdatnosti (self-efficacy) u učitelů v implementování inkluzivních postupů ve vzdělávání. Psychometrické vlastnosti dotazníku byly ověřeny v řadě validačních studií, v českém výzkumném kontextu však dosud nebyly blíže analyzovány. Cílem této studie je přinést informace o průběhu a výsledcích adaptace dotazníku TEIP za účelem jeho využití v českém prostředí a předložit empirické důkazy o konstruktové validitě (faktorové struktuře), reliabilitě a o invarianci měření nástroje, který byl administrován na dostupném vzorku 628 učitelů z celkem 160 běžných mateřských škol (MŠ). Výsledky získané konfirmační faktorovou analýzou prokázaly existenci hierarchické struktury české verze nástroje. Osmnáctipoložkový dotazník po vzoru originální anglické verze měří subjektivní vnímanou zdatnost učitele v oblasti inkluzivních postupů, zdatnost zvládat rušivé chování dětí ve výuce a zdatnost spolupráce. Tyto tři specifické faktory zároveň reprezentují jeden obecný dominantní faktor vyššího řádu. Prokázána byla rovněž vysoká reliabilita nástroje, plná striktní invariance měření pro srovnávané skupiny učitelů MŠ z hlediska jejich věku a nejvyššího dosaženého vzdělání a také relativně vysoká úroveň vnímané zdatnosti učitelů ve vztahu k implementaci inkluzivních postupů. Dotazník lze doporučit jak pro účely pedagogického výzkumu, tak pro účely pedagogické diagnostiky v praxi. Další využití nástroje, podněty pro budoucí výzkumy a limity studie jsou diskutovány.

KLÍČOVÁ SLOVA

inkluzivní vzdělávání; self-efficacy; dotazník; TEIP; adaptace; učitelé MŠ

ABSTRACT

Widely used internationally, the Teacher Efficacy for Inclusive Practices questionnaire (TEIP, Sharma et al., 2012) was one of the first instruments to be developed to evaluate teacher self-efficacy in the implementation of inclusive practices in education. While the psychometric properties of the questionnaire have been verified in a number of validation studies, the properties have not yet been subjected to a detailed analysis in the Czech research context. The aim of this study was to provide information on the development and results of the adaptation of the TEIP questionnaire for use in the Czech environment. To this end, the study presents empirical evidence of the construct validity (factor structures), reliability, and measurement invariance of the tool, which was administered on an accessible sample of 628 pre-school teachers based in 160 schools. The results obtained by confirmatory factor analysis demonstrated the existence of a hierarchical structure in the Czech version of the instrument. The 18-item questionnaire, modeled on the original English version, measures the teacher-respondent's subjective perceived self-efficacy in using inclusive instructions, in managing children's disruptive behavior in teaching, and in collaboration. These three specific factors in turn represent one general higher order dominant factor. The high reliability of the tool, the strict invariance of measurements for the compared groups of pre-school teachers in terms of their age and highest level of education, and the relatively high level of self-efficacy of the teachers in relation to the implementation of inclusive practices were demonstrated. The questionnaire can be recommended both for purposes of pedagogical research and for pedagogical diagnostics in practice. Further uses of the tool, suggestions for future research, and study limitations are discussed.

KEYWORDS

inclusive education; self-efficacy; questionnaire; TEIP; adaptation; pre-school teachers

KORESPONDUJÍCÍ AUTOR

Jakub Pivarč, Národní pedagogický institut České republiky,
Senovážné nám. 872/25, 110 00 Praha, Česká republika
e-mail: jakub.pivarc@gmail.com

Úvod

Za jeden z nejdůležitějších faktorů, který ovlivňuje úspěch inkluzivního vzdělávání, je považováno přesvědčení učitelů o vlastní zdatnosti implementovat inkluzivní praktiky/postupy v řízení učební činnosti heterogenního kolektivu dětí (Jordan, 2018; Sharma et al., 2012). V souladu se zajištěním kvalitního vzdělávání pro všechny děti je v této souvislosti poukazováno na důležitost validně a spolehlivě identifikovat úroveň vnímané učitelské zdatnosti a k těmto účelům využívat ověřené indikátory a nástroje (Goldan et al., 2021; Li & Cheung, 2021). V českém výzkumném kontextu jsou v tomto ohledu využí-

vány různé dotazníky nebo škály vlastní konstrukce bez bližší specifikace jejich teoretických východisek a psychometrických vlastností, eventuálně existence ověřených nástrojů zcela nereflexuje problematiku vlastní percipované (vnímané) zdatnosti učitelů ve vztahu k inkluzi, ale jde spíše o instrumenty posuzující připravenost školy k inkluzivnímu vzdělávání, případně obecnou *self-efficacy* učitelů (např. Lukas, 2012; Smetáčková et al., 2017; Tannenbergerová, 2016). Cílem této studie je proto: (1) adaptovat zahraniční dotazník TEIP pro použití v českém prostředí, jehož prostřednictvím je možné identifikovat úroveň vlastní percipované zdatnosti učitelů v kontextu inkluzivních postupů ve vzdělávání; (2) ověřit konstruktovou validitu (faktorovou strukturu) a reliabilitu ve smyslu vnitřní konzistence české verze nástroje TEIP na vzorku učitelů mateřských škol (MŠ); a (3) analyzovat invarianci měření nástroje TEIP z hlediska věku a dosaženého vzdělání učitelů MŠ.

1. Východiska

V uplynulých dvou dekadách byly přijaty významné úpravy školské legislativy a kurikula, které ovlivnily počáteční stupeň předškolního vzdělávání. To je v kontextu společenských změn a priorit v posledních letech silně tematizováno ideou inkluze, která vychází z principu rovného a spravedlivého přístupu k uplatnění práva každého dítěte na vzdělávání v přirozeném komunitním prostředí běžné školy¹. Zároveň vychází z přesvědčení, že inkluzivní vzdělávání dětí v MŠ je počátkem následné inkluze sociální, neboť právě předškolní období je klíčové v procesu rozvoje a utváření návyků, respektování pravidel, společenských norem, tolerance a společenské koheze.

Inkluzivní vzdělávání se týká všech dětí a není možné jej vztahovat jen na určitou skupinu dětí, např. na ty, která mají speciální vzdělávací potřeby (SVP). V souladu s myšlenkou školy pro všechny je jednou ze zásadních otázek inkluzivního vzdělávání téma diverzity, tj. jak mají učitelé efektivně pracovat v prostředí školy s různorodou skupinou dětí a jak mají překonávat překážky, které mohou bránit maximálnímu možnému rozvoji individuálního potenciálu každého jednotlivého dítěte. Do této skupiny patří mimo jiné jak děti vyžadující různou míru podpůrných opatření², která jim – např. v důsledku

¹ Termínem běžná škola, např. mateřská nebo základní, je v tomto textu označována škola, která není zřízena dle § 16 odstavce 9 zákona č. 561/2004 Sb., o předškolním, základním, středním, vyšším odborném a jiném vzdělávání (dále také jen „školský zákon“).

² Termín podpůrné opatření má v tomto kontextu status terminus technicus. Dle zákona č. 82/2015 Sb. představují podpůrná opatření nezbytné úpravy ve vzdělávání a školských službách odpovídající zdravotnímu stavu, kulturnímu prostředí nebo jiným životním podmínkám dítěte.

zdravotního postižení, jazykové odlišnosti nebo mimořádného nadání – náleží, tak děti, kterým tato podpůrná opatření nebyla *de iure* přiznána, ale na cestě k jejich osobnostnímu rozvoji je potřeba vytvořit individualizované podmínky. V rámci školní socializace na úrovni předškolního vzdělávání dochází k interakcím a sociálním kontaktům stále rozmanitějších skupin dětské populace, která má rozličné individuální vzdělávací potřeby, s nimiž musí učitelé MŠ počítat³. Zvládání rozmanitosti v pedagogické praxi může pro učitele představovat různé problémy, a to jak v oblasti didaktické, tak v oblasti psychosociální. V souladu se zahraničními zjištěními (viz např. Park et al., 2016) také některé tuzemské studie poukazují na to, že učitelé MŠ, podobně jako pedagogové škol základních (Pivarč, 2020), se necítí být dostatečně připraveni na práci s dětmi s vážnějšími handicapy a SVP, nemají dostatečnou znalost ve vztahu k specifikům a potřebám těchto dětí a nemají ani dostatečné povědomí o metodách a postupech pro práci v inkluzivním prostředí (např. s tvorbou individuálních vzdělávacích plánů, individualizací a diferenciací výuky, se zvládáním problémového chování dětí atp.) (Bendová & Fialová, 2017). Nicméně v porovnání s učiteli z jiných stupňů škol leží na učitelích MŠ zvýšená míra zodpovědnosti vzhledem k tomu, že zodpovídají za nastavení a vytváření inkluzivních podmínek pro všechny děti. Ty pak mohou v samotném počátku cíleného institucionálního předškolního vzdělávání významně ovlivňovat celkový rozvoj osobnosti dětí a jejich úspěch v další etapě vzdělávání. Učitelé MŠ proto musí od počátku realizovat vzdělávání na promyšleném a odborném základě tak, aby v každém jednotlivém dítěti úspěšně rozvíjeli předpoklady pro pokračování ve vzdělávání a umožnili svým působením rozvíjet jejich individuální potenciál. V důsledku zvyšující se heterogenity a nutnosti poskytovat podporu všem dětem, která vyplývá ze škály jejich individuálních vzdělávacích potřeb, se v kontextu inkluzivního vzdělávání ukazuje, že učitelé čelí zvýšenému pracovnímu nasazení, tlaku a musí se vyrovnávat s novými požadavky na vzdělávání dětí. To v důsledku může vést k horšímu klimatu školní třídy, k nižší poskytované podpoře dětem, a tedy i k jejich nižší míře *well-beingu*, ale i ke stresu učitelů, k syndromu vyhoření, a především k nízkému profesnímu sebepojetí způsobené nízkou důvěrou ve vlastní schopnosti efektivně učit (Gray et al., 2017; Ptáček et al., 2018; Štech, 2018).

³ Tomuto trendu například nasvědčuje pozvolný, ale dlouhodobě narůstající počet dětí se zdravotním postižením, které se stále častěji vzdělávají v nerestriktivním prostředí běžných tříd MŠ spíše než ve specializovaných institucích typu speciální MŠ (předškolní vzdělávání počátkem uplynulé dekády takto realizovaly necelé 2 000 dětí, tj. 20 % všech dětí s postižením, ve školním roce 2019/2020 již 41 %, tj. necelých 5 000 dětí s postižením). Stejný trend je možné evidovat také v kontextu základního vzdělávání, blíže viz Pivarč (2020). Pozn.: Zdrojová data pro výpočty byla získána z veřejně přístupné databáze Ministerstva školství, mládeže a tělovýchovy ČR – <http://toiler.uiv.cz/rocenka/rocenka.asp>.

1.1 *Self-efficacy učitelů ve vztahu k inkluzivnímu vzdělávání*

Self-efficacy je psychologický konstrukt, který byl v kontextu sociálně kognitivní teorie rozpracován Bandurou (1997). V českém prostředí existují různé varianty překladu tohoto termínu, např. Janoušek (1992) hovoří o sebeuplatnění, Urbánek s Čermákem (1997) jej překládají jako víru ve vlastní schopnosti a Gavora et al. (2020) hovoří o vnímané vlastní zdatnosti. Další autoři zmiňují také např. termíny jako vlastní efektivita, účinnost, osobní zdatnost a někteří jiní termín *self-efficacy* ve svých publikacích nepřekládají a používá se jeho anglická forma (Smetáčková et al., 2017). V této práci je termín *self-efficacy* překládán jako vnímaná vlastní zdatnost a v souladu s širším pojetím Bandurovy teorie (1997) je vymezována jako víra člověka ve svou vlastní potencialitu organizovat a realizovat aktivity, které jsou důležité k dosažení určitého výkonu nebo výsledku. V kontextu sociálně kognitivní teorie vymezuje Bandura model triadického recipročního determinismu, jehož pomocí se snaží vysvětlit interakci člověka a prostředí. Reciprocita modelu zde spočívá ve vzájemné součinnosti a integraci chování, osobních vnitřních faktorů (kognitivních a afektivních) a vlivů vnějšího prostředí. Pokud tento model uplatníme ve školním prostředí, tak například implementace inkluzivních postupů bude záviset na znalostech i dovednostech a víře učitelů (vnitřní faktor), která povede k míře jejich snahy (chování) dosáhnout kýženého výsledku. Reciprocita působení těchto faktorů je v tomto ohledu klíčovou charakteristikou sociálně kognitivní teorie.

Vnímaná zdatnost učitelů by měla být považována za klíčový a neopomenutelný koncept vzdělávacích politik směřujících k inkluzi. Některé studie poukázaly, že učitelé s vyšší mírou vnímané vlastní zdatnosti mají pozitivnější postoje k inkluzi (např. Forlin et al., 2009; Li & Cheung, 2021) a jsou více motivováni vynaložit vyšší úsilí a snahu k překonávání překážek na cestě k dosažení maximálního možného rozvoje všech dětí (včetně těch se SVP) v podmínkách inkluzivní výuky (dětem poskytují např. více pomoci, více je motivují, volí složitější problémové úlohy, častěji uplatňují skupinovou práci a v souladu s principy diferenciací a individualizace upravují výuku tak, aby lépe vyhovovala vzdělávacím potřebám dětí) (Park et al., 2016; Záleská & Leix, 2018). U těchto učitelů se také objevuje tendence k vyšší důvěře ve schopnosti dětí a tato důvěra se přenáší do vyšší úrovně plánování a organizace výuky (Kiel et al., 2020). Výzkumy si všímají rovněž dalšího jiného aspektu spojeného s výchovně vzdělávacím procesem v kontextu inkluze a ukazují, že učitelé s vyšším hodnocením vlastní zdatnosti měli větší úspěch při zvládání problémového a rušivého chování dětí oproti učitelům s nižší mírou percipované vlastní zdatnosti (Li & Cheung, 2021; Main & Hammond, 2008). Některé studie identifikují také spolupráci učitelů s rodiči dětí, odborníky a pedagogickým personálem jako jeden ze stěžejních faktorů, který vede k zvyšování jejich vnímané zdatnosti. Spolupráce učitelů MŠ

s rodiči dětí a dalšími odborníky, jako např. s lékaři, terapeuty, sociálními pracovníky, speciálními pedagogy atp., je v tomto ohledu specifická a důležitá, protože dostatečná časová disponibilita, kterou mají učitelé MŠ ve srovnání s pedagogy z jiných stupňů škol, poskytuje prostor pro dlouhodobé pozorování a diagnostiku psychosociálního rozvoje dětí včetně možnosti identifikovat případné obtíže v jejich vývoji (např. narušení komunikačních schopností, poruchy psychomotorického vývoje aj.). Reciprocita této spolupráce souvisí nejen s vyšší vnímanou zdatností učitelů, ale také s vyšší motivací učitelů implementovat inkluzivní postupy v pedagogické praxi a celkově posiluje kvalitu vzdělávání (Guo et al., 2011; Malinen et al., 2012).

1.2 Měření vlastní vnímané zdatnosti učitelů v kontextu implementace inkluzivních postupů prostřednictvím dotazníku TEIP

Jedni z prvních autorů, kteří vyvinuli nástroj zaměřený na subjektivní zhodnocení vlastní vnímané zdatnosti učitelů implementovat inkluzivní postupy v prostředí běžných škol, byli Umesh Sharma, Tim Loreman a Chris Forlin. Jejich 18položkový dotazník *The Teacher Efficacy for Inclusive Practices* (2012), jehož anglický název může být do češtiny přeložen jako „Zdatnost učitele v inkluzivních postupech“, vychází z výzkumných poznatků v oblasti identifikace obecné zdatnosti učitelů v kontextu vzdělávání. Vyvinut byl mimo jiné v reakci na absenci specificky zaměřeného nástroje, který by umožňoval zachytit klíčové aspekty školní inkluze v oblasti vzdělávání dětí v nehomogenních třídách. Dotazník TEIP reflektuje z epistemologického hlediska koncept inkluze spíše holisticky, s důrazem na sociokulturní perspektivu diversity, než že by poskytoval informace o tom, jak učitelé běžných škol hodnotí vlastní zdatnost při práci s dětmi s konkrétním postižením, tedy odklání se od medicínského paradigmatu a modelu postižení (Oliver, 1990). V tomto ohledu se dotazník TEIP liší od existujících škál, které se zaměřují buď na obecný popis vlastní vnímané zdatnosti ve vzdělávání, jako např. *Teachers' Sense of Efficacy Scale* (TSES) (Tschannen-Moran & Woolfolk Hoy, 2001), nebo staví do popředí různé kategorie dětí se SVP, zde může být příkladem dotazník *Teaching Students with Disabilities Scale* (TSDES) (Dawson & Scott, 2013) nebo *Autism Self-Efficacy Scale for Teachers* (ASSET) (Ruble et al., 2013). Na rozdíl od TEIP je dotazník ASSET určený pro posouzení vlastní vnímané zdatnosti pedagogů v oblasti školní práce s dětmi s poruchou autistického spektra (ať už v běžných či speciálních školách), zatímco nástroj TSDES byl vyvinut pro použití k měření vlastní vnímané zdatnosti učitelů při výuce dětí s postižením v inkluzivních podmínkách školní třídy. Jak ale sami autoři tohoto nástroje konstatují, vlastní vnímaná zdatnost učitelů v souvislosti s výukou těchto dětí a dětí bez postižení jsou dva odlišné konstrukty a TSDES je instrumentem zachycujícím pouze problematiku vlastní vnímané učitelské zdatnosti ve vztahu k dětem s postižením. TEIP je v tomto

směru více komplexní škálou. Východiska dotazníku TEIP jsou v souladu s inkluzivním pojetím a zdůrazňují obecnější pedagogické postupy učitelů v kontextu společného vzdělávání různorodého spektra dětí. Na rozdíl od výše uvedených škál nestavějí do popředí různé kategorie dětí se SVP a odklání pozornost od diagnóz a relativně úzkého speciálně pedagogického pohledu.

V původní studii autorů byl dotazník TEIP pilotován u 607 studentů učitelství, jejichž věk se pohyboval v rozpětí 20–25 let. Údaje byly shromážděny od studentů ze 4 různých zemí (Austrálie, Hongkongu, Indie a Kanady) a na základě explorační faktorové analýzy byly identifikovány tři konkrétní aspekty hodnocení vlastní vnímané zdatnosti učitelů v oblasti inkluzivních postupů:

(1) Zdatnost v inkluzivní výuce (*efficacy to use inclusive instructions*; EII) – subškála vystihující míru vnímané zdatnosti učitele ve vztahu k vlastní schopnosti uplatnit různé hodnotící strategie, metody práce, individualizovaný přístup ve výuce atp.

(2) Zdatnost zvládat rušivé chování (*efficacy in managing behaviour*; EMB) – subškála vystihující míru vnímané zdatnosti učitele ve vztahu k vlastní schopnosti předcházet a zvládat rušivé chování dětí, vyjadřovat očekávání o chování dětí včetně respektování pravidel třídy/školy atp.

(3) Zdatnost spolupráce (*efficacy in collaboration*; EC) – subškála vystihující míru vnímané zdatnosti učitele ve vztahu k vlastní schopnosti zaangažovat rodiče dětí se znevýhodněním do aktivit školy, vytvářet příjemné prostředí při jednání s rodiči dětí, spolupracovat s odborníky a kolegy při přípravě vzdělávacích plánů, podpůrných opatření atp.

Z hlediska faktorové struktury obsahuje každá z výše uvedených oblastí 6 položek (celkový podíl vysvětlené variance všech tří faktorů činil 64,5 %). Vnitřní konzistence dotazníku byla testována pomocí koeficientu Cronbachova alfa (α) s dobrými výsledky ($\alpha_{\text{TEIP}} = 0,89$; resp. $\alpha_{\text{EII}} = 0,93$; $\alpha_{\text{EMB}} = 0,85$; $\alpha_{\text{EC}} = 0,85$) (Sharma et al., 2012).

Psychometrické vlastnosti TEIP byly dále analyzovány v celé řadě validačních studií napříč jednotlivými zeměmi i regiony. Např. Malinen et al. (2012) ověřili faktorovou strukturu dotazníku pomocí konfirmační faktorové analýzy na vzorku 451 učitelů z Číny. Výsledky jejich analýzy potvrdily tři korelované (Pearsonovo r v rozpětí od 0,51 do 0,56), ale oddělené faktory s dobrou vnitřní konzistencí ($\alpha_{\text{EII}} = 0,75$; $\alpha_{\text{EMB}} = 0,88$; $\alpha_{\text{EC}} = 0,87$). V jiných validačních studiích bylo ukázáno, že dotazník TEIP reflektuje vnímanou zdatnost nejen jako vícerozměrný (multidimenzionální) konstrukt zohledňující tři výše uvedené aspekty (EII, EMB, EC), ale lze jej chápat také jako unidimenzionální konstrukt, který sestává z jednoho obecného dominantního faktoru a tří specifických dimenzí (Malinen et al., 2013; Park et al., 2016; Yada et al., 2018). Je tedy možné počítat celkový hrubý skóre z 18položkové škály, který vyjadřuje míru obecné vnímané zdatnosti učitelů v kontextu implementace inkluzivních postupů, ale také skóre pro tři dílčí subškály.

Dotazník TEIP byl přeložen do několika jazyků, jako např. do němčiny (Hecht et al., 2017), polštiny (Narkun & Smogorzewska, 2019), italštiny (Aiello et al., 2016), portugalštiny (Martins & Chacon, 2020), turečtiny (Tanrıverdi & Özokçu, 2018), čínštiny (Li & Cheung, 2021), ale i do finštiny, japonštiny nebo arabštiny (Alnahdi & Yada, 2020). Výše uvedené studie (a mnohé další) poskytují dostatečné empirické důkazy o validitě a reliabilitě dotazníku a poukazují, že nástroj funguje dobře v různých sociokulturních kontextech. Dosud však nejsou známy psychometrické vlastnosti české verze nástroje TEIP, jehož prostřednictvím by bylo možné spolehlivě identifikovat úroveň vnímané zdatnosti učitelů v kontextu inkluzivního vzdělávání. V souladu se stanovenými cíli této studie (viz výše) jsou na následujících stranách prezentovány informace o průběhu a výsledcích realizovaných analýz české varianty dotazníku.

2. Data a metody

2.1 Výzkumný vzorek, procedura, etické aspekty

V empirických analýzách jsou k ověření psychometrických vlastností české verze dotazníku TEIP využita data a informace získané od 628 učitelů ($N_{\text{zeny}} = 622$; 99 %) z celkem 160 běžných MŠ ze všech krajů Česka, jejichž zástupci projeví ochotu participovat na této studii⁴. Z hlediska věkové struktury byli ve výzkumu nejpočetněji zastoupeni učitelé ve věkové kategorii nad 41 let (376; 59,9 %), méně pak učitelé ve věkové kategorii do 40 let (252; 40,1 %). Jako nejvyšší dosažené vzdělání uvedli učitelé MŠ nejčastěji středoškolské (361; 57,5 %). Celkem 267 (42,5 %) učitelů MŠ deklarovalo jako nejvyšší dosažené vzdělání vysokoškolské s pedagogickou, resp. speciálně pedagogickou kvalifikací. Průměrná deklarovaná délka praxe učitelů ve školství byla 19,32 let ($SD = 14,29$). V souladu se zajištěním validity vyplnění dotazníků TEIP byla jejich administrace provedena osobně proškolenými tazateli v prostředí MŠ. Tazatelé zároveň poskytli učitelům MŠ informace o cílech výzkumu a instruktáž pro vyplnění tištěných dotazníků. Výzkum se uskutečnil v letech 2019–2020 a byl realizován v souladu s etikou vědecké práce (European Code of Conduct for Research Integrity, 2017).

⁴ Sběr dat byl uskutečněn v rámci projektu *Společné vzdělávání a podpora škol krok za krokem. Implementace akčního plánu inkluzivního vzdělávání – metodická podpora (APIV A)*, který je realizován Národním pedagogickým institutem ČR. Jedním z cílů projektu je empiricky zmapovat vnímání proměn pedagogických procesů v kontextu společného vzdělávání dětí/žáků/studentů, a to u učitelů mateřských, základních a středních škol. V této studii se pracuje s kompletními daty z první etapy šetření projektu, ve které byl dotazník TEIP administrován učitelům MŠ (v další etapě výzkumu, který proběhne v roce 2022, bude dotazník TEIP administrován učitelům ZŠ).

2.2 Výzkumný nástroj a jeho adaptace

V této studii je pracováno s českou verzí 18položkového dotazníku TEIP, který je zaměřen na sebedposouzení vlastní vnímané zdatnosti učitelů v kontextu implementace inkluzivních postupů ve vzdělávání. Testovaný nástroj je identický vůči původní verzi (Sharma et al., 2012), zachovává stejný počet položek včetně jejich příslušnosti k jednotlivým faktorům, odpovědní formát a totožný výpočet hrubého skóru pro vyhodnocení úrovně vlastní vnímané zdatnosti. Česká verze dotazníku se od původní liší pouze v užití terminologie, kdy se namísto „dítě/student s postižením“, jak je uvedeno v originálním dotazníku, používá spojení „dítě se speciálními vzdělávacími potřebami“.

Překlad originální verze dotazníku TEIP z anglického do českého jazyka a jeho následné použití ve vlastním výzkumu bylo podmíněno písemným souhlasem autorů nástroje. Po získání tohoto souhlasu byl dotazník přeložen do češtiny a posléze byl proveden zpětný překlad do angličtiny jiným překladatelem za účelem posouzení shody překladu (Hedrih, 2020). S ohledem na originální verzi TEIP nebylo v české verzi dotazníku nutné přistupovat k výrazným lingvistickým modifikacím (kromě užití terminologie, viz poznámku výše). Z hlediska porozumění bylo možné hodnotit finální podobu překladu položek jako vyhovující, což bylo úspěšně verifikováno před samotnou realizací výzkumu také na početně malém vzorku učitelů ($N = 19$; $M_{\text{věk}} = 44,11$; $SD = 11,57$). Znění jednotlivých položek české verze dotazníku je uvedeno v tabulce 1.

Testovaný dotazník TEIP tvoří tři subškály (EII, EMB a EC), které byly v původní studii identifikovány na základě explorační faktorové analýzy (Sharma et al., 2012). Každá z těchto subškál obsahuje baterii 6 položek, které jsou koncipovány na principu Likertových škál. Odpovědní formát tvoří 6bodová stupnice: zcela nesouhlasím (1); nesouhlasím (2); spíš nesouhlasím (3); spíš souhlasím (4); souhlasím (5); zcela souhlasím (6). Odpovědi na jednotlivé výroky jsou zaznamenávány na škále od 1 po 6 podle toho, do jaké míry se respondent s výrokem (ne)ztotožňuje, tedy jak hodnotí vlastní zdatnost, na kterou daná položka odkazuje. Vyšší průměrný skór (blízký hodnotě 6) indikuje vysokou vnímanou vlastní zdatnost respondenta ve vztahu k implementaci inkluzivních postupů.

2.3 Metody analýzy dat

Empirická data získaná přeloženým dotazníkem TEIP byla zpracována a analyzována ve statistickém software Statistical Package for the Social Sciences (SPSS, verze 26) a v software pro strukturní modelování Analysis of Moment Structures (AMOS, verze 26). S ohledem na stanovené cíle studie byly realizovány nejprve procedury spojené s položkovou analýzou, následně byla ověřována konstruktová validita (faktorová struktura) pomocí konfir-

mační faktorové analýzy (CFA). S ohledem na předpoklad, že jednotlivé subškály TEIP mohou reprezentovat obecný konstrukt vnímané zdatnosti učitelů, jak naznačily některé zahraniční výzkumy, se v této studii kromě CFA prvního řádu uvažuje také o testování hierarchického modelu druhého řádu. Ve studii jsou dále reportovány výsledky analýzy reliability ve smyslu odhadu vnitřní konzistence pro 18položkovou škálu TEIP a její jednotlivé subškály (EII, EMB a EC). Součástí analytického schématu byly taktéž analýzy související s testy invariance měření (ekvivalence), které jsou kromě validity (platnost) a reliability (spolehlivost) nástroje neopomenutelnou podmínkou pro stanovení, zda měřený konstrukt má pro učitele stejný význam a zda je možné vzájemně srovnávat zjištěné průměry a součtové skóry mezi respondenty. Testování invariance měření bylo provedeno metodou víceskupinové konfirmační faktorové analýzy (MGCFA) pro porovnání parametrů modelu mezi vzorky učitelů MŠ z hlediska jejich věku a dosaženého vzdělání.

3. Výsledky

3.1 Znění dotazníkových položek a základní psychometrické vlastnosti české verze škály TEIP

V tabulce 1 je uvedeno kompletní znění dotazníkových položek a základní psychometrické vlastnosti české verze škály TEIP. V rámci kontroly dat nebyly identifikovány žádné chybějící odpovědi, a proto je ve všech analýzách pracováno s úplným datovým souborem ($N = 628$). Vzhledem k pozitivní orientaci formulovaných položek v dotazníku nebylo nutné žádnou z nich skórovat inverzně. Prostým součtem skóre položek české verze dotazníku TEIP je získán celkový hrubý skór; minimální možný skór mohl dosahovat hodnoty 18; maximální skór hodnoty 108. Zjištěný průměrný hrubý skór škály TEIP byl v případě tohoto výzkumu 87,79 se směrodatnou odchylkou 10,09; což činí 81 % z maximální vnímané vlastní zdatnosti učitelů MŠ (dále v analýzách je pracováno s aritmetickým průměrem, přičemž platí, že čím vyšší hodnota průměrného skóru na škále od 1 do 6, tím vyšší vnímaná zdatnost učitelů MŠ ve vztahu k implementaci inkluzivních postupů; hodnota tohoto skóru pro škálu TEIP byla v případě prezentovaného výzkumu 4,88 ($SD = 0,56$). Tento výsledek naznačuje, že učitelé MŠ, kteří participovali na této studii, mají relativně vysokou důvěru ve vlastní zdatnost implementovat inkluzivní postupy.

Pro určení rozlišovací síly jednotlivých položek byl využit korelační koeficient a jeho korigovaná varianta. Položka s dostatečně vysokou diskriminační účinností by měla mít hodnotu korigované korelace skóru s průměrným skórem škály TEIP (CITC) alespoň 0,3 (Urbánek et al., 2011), což bylo ve všech případech splněno (viz tabulku 1). Tedy každý skór položky má dosta-

tečně vysoký podíl reliability společný se skórem české verze TEIP. Analýzy taktéž prokázaly, že všechny položky škály TEIP vzájemně statisticky významně kladně korelovaly ($p < 0,001$) a u naprosté většiny byla zjištěna střední až velmi silná souvislost (de Vaus, 2002) (hodnoty Pearsonova korelačního koeficientu se nejčastěji pohybovaly v rozpětí od 0,30 do 0,77). Nízkou až střední souvislost (r v pásmu 0,10–0,29) vykazovala pouze položka 14 s položkou 7 a 9 a položka 18, která měla nižší korelaci s položkami 1, 2, 5, 8 a 10.

Tabulka 1

Názvy a základní psychometrické charakteristiky položek české verze dotazníku TEIP

Název položky a přináležitost k faktoru	M	SD	CITC
Zdatnost v inkluzivní výuce (EII)	5,00	0,62	
(1) Umím použít řadu různých hodnotících strategií (např. portfoliové hodnocení, modifikované testy, hodnocení založené na výkonu atd.).	4,83	0,80	0,61
(2) Jsem s to poskytnout alternativní vysvětlení nebo příklad, když jsou děti zmatené.	5,23	0,72	0,62
(3) Dokážu vybírat a vytvářet učební úkoly tak, aby vycházely vstříc individuálním potřebám dětí se speciálními vzdělávacími potřebami.	4,94	0,85	0,65
(4) Dovedu správně posoudit, jak děti rozumí tomu, čemu jsem je učil/a.	4,89	0,77	0,71
(5) Umím poskytnout vhodné výzvy k učení velmi schopným dětem.	4,90	0,80	0,66
(6) Jsem si jistý/á svou schopností, že dovedu zadávat dětem práci společně ve dvojicích nebo v malých skupinách.	5,20	0,81	0,65
Zdatnost zvládat rušivé chování (EMB)	4,84	0,66	
(7) Jsem si jistý/á svou schopností předcházet rušivému chování ve třídě dřív, než se objeví.	4,52	0,87	0,63
(8) Umím zvládat rušivé chování ve třídě.	4,86	0,81	0,68
(9) Dovedu zklidnit dítě, které vyrušuje nebo hlučí.	4,93	0,78	0,67
(10) Jsem s to přimět děti, aby se řídily pravidly třídy.	5,10	0,76	0,67
(11) Jsem si jistý/á, když jedním s dětmi, které jsou fyzicky agresivní.	4,59	0,93	0,63
(12) Umím jasně vyjadřovat svá očekávání o chování dětí.	5,03	0,76	0,69
Zdatnost spolupráce (EC)	4,79	0,64	
(13) Dovedu podpořit rodiny v jejich snahách pomoci svým dětem vést si ve škole dobře.	5,07	0,75	0,70
(14) Dovedu pracovat společně s dalšími odborníky a pedagogickým personálem při práci s dětmi se speciálními vzdělávacími potřebami ve třídě (např. se speciálním pedagogem, asistentem pedagoga).	5,03	0,83	0,61

(15) Jsem si jistý/á svou schopností, že dokážu zaangažovat rodiče dětí se speciálními vzdělávacími potřebami do aktivit školy.	4,53	0,88	0,62
(16) Umím pro rodiče, kteří přijdou do školy, vytvořit příjemné prostředí.	5,18	0,74	0,61
(17) Umím spolupracovat s ostatními odborníky (např. s logopedem, speciálním pedagogem, poradenským psychologem apod.) při přípravě vzdělávacích a výchovných plánů pro děti se speciálními vzdělávacími potřebami.	4,85	0,91	0,60
(18) Dokážu informovat osoby, které vědí málo o zákonech a opatřeních vzdělávací politiky vztahujících se k společnému vzdělávání dětí se speciálními vzdělávacími potřebami.	4,10	1,01	0,51
Pozn.: V závorce uvedeno číslo položky; M – průměr; SD – směrodatná odchylka; CITC – hodnota korigované korelace položky s průměrným skórem škály TEIP vyjadřující její diskriminační účinnost			

3.2 Konstruktová validita české verze škály TEIP

Faktorová struktura české verze 18položkového dotazníku TEIP byla ověřována CFA. Cílem analýzy bylo zjistit, zda empirická data získaná od 628 učitelů z českých MŠ podporují třífaktorovou strukturu škály TEIP (Sharma et al., 2012) a zda reprezentují předpokládané dimenze EII, EMB a EC obecný faktor ve vztahu k vlastní vnímané zdatnosti učitelů implementovat inkluzivní postupy v prostředí běžných škol, jak ukázaly některé validační studie (např. Park et al., 2016; Yada et al., 2018). V analýzách jsou proto testovány modely prvního řádu s třemi korelovanými faktory, ale i jednofaktorový hierarchický model druhého řádu. Pro odhad parametrů modelu byla CFA provedena metodou maximální věrohodnosti pro spojitě proměnné s fixací variance latentního faktoru na 1. Kvalita modelů byla hodnocena podle indexů posuzujících celkovou shodu modelu s daty. V této souvislosti se pracuje s Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), Standardized Root Mean Square Residual (SRMR), Comparative Fit Indexem (CFI) a Tucker-Lewis Indexem (TLI). Hodnoty indexů se interpretují ve shodě s doporučeními následovně (Byrne, 2010; Hu & Bentler, 1999): RMSEA, SRMR < 0,08 a CFI a TLI > 0,90 poukazují na dobrou shodu modelu s daty (hodnoty RMSEA, SRMR > 0,08 a CFI, TLI < 0,90 jsou pro testované modely v této studii považovány za již neakceptovatelné). Pro jednotlivé modely jsou uváděny také hodnoty chí-kvadrát testu (χ^2) a stupně volnosti (df). K vzájemnému porovnání testovaných alternativních modelů je využito Akaikovo, resp. Bayesovo informační kritérium (AIC, BIC), kdy nižší hodnoty testovaného modelu oproti nulovému, resp. saturovanému naznačují lepší model. Kritérium pro hodnocení průkaznosti rozdílů je interpretováno jako slabé (pokles hodnoty v pásmu 0–2 jednotek), pozitivní (pokles o 2–6 jednotek), silné (pokles 6–10 jednotek) nebo jako velmi silné, pokud dojde k poklesu hodnoty o 10 a více jednotek (Raftery, 1995).

V prvním kroku analytického schématu bylo přistoupeno k testování jednoduchého modelu prvního řádu s jedním obecným faktorem, který byl sycen všemi 18 položkami (M0) (viz tabulku 1). Faktorové zátěže jednotlivých položek byly statisticky významné ($p < 0,001$), přičemž nejnížší hodnota byla zaznamenána u položky 18 ($\lambda = 0,50$) a nejvyšší u položky 4 ($\lambda = 0,74$). Výsledné parametry pro takto specifikovaný model ovšem nevykazovaly akceptovatelnou shodu s daty (viz tabulku 2).

Na základě nevyhovujících výsledků pro M0, ale především v souladu s teoretickými předpoklady (viz výše) byl v dalším kroku testován model prvního řádu s třemi korelovanými latentními faktory (faktory byly syceny položkami č. 1–6 pro EII, 7–12 pro EMB a 13–18 pro EC) (M1). CFA přinesla relativně uspokojivé výsledky. Parametry M1 dle sledovaných kritérií poukázaly na akceptovatelnou shodu modelu s daty (viz tabulku 2), ačkoliv výsledek χ^2 testu by mohl poukazovat na model neuspokojivě reprezentující data (signifikantní rozdíl mezi pozorovanou a modelem implikovanou kovarianční maticí může být způsoben velikostí výzkumného vzorku, jak podotýká Kline (2011), ale také např. počtem odhadovaných parametrů v modelu), ostatní hodnoty relevantních ukazatelů dosahovaly doporučené výše. Oproti M0 byly u M1 faktorové zátěže položek vyšší a jejich hodnoty se pohybovaly od 0,57 do 0,85 ($p < 0,001$). Jak se ovšem ukázalo, na základě inspekce modifikačních indexů byly identifikovány některé potenciální úpravy, které by mohly vést ke zlepšení modelu, a to zejména s ohledem na možné systematické reziduální sdílené rozptyly, především mezi položkami č. 7 a 8, 8 a 9, 14 a 17. S důrazem na věcné a obsahové posouzení těchto položek byla povolena provazba mezi jejich chybovými složkami vzhledem k tomu, že mají podobný význam oproti jiným položkám. V rámci faktoru EMB byly povoleny dvě modifikace (povolení korelace chybových složek mezi položkou č. 7 a 8 a položkou č. 8 a 9), na faktoru EC pak jedna modifikace (provazba chybových složek mezi položkou č. 14 a 17). K podobnému analytickému kroku přistoupili ve své validační studii také např. Yada et al., 2018. Tyto modifikace byly postupně testovány v rámci modelu 2 (M2). Níže jsou již uvedeny souhrnné výsledky provedené analýzy s přijatými modifikacemi.

U testovaného M2 prvního řádu došlo po přijetí všech tří modifikací k výraznému zlepšení fitu ve srovnání s M1, což je nejvíce patrné zejména u informačních kritérií AIC a BIC (viz tabulku 2). Na základě těchto výsledků bylo možné v souladu s teoretickými předpoklady potvrdit třífaktorovou strukturu české verze škály TEIP. Faktorové zátěže všech položek byly statisticky významné ($p < 0,001$) a jejich standardizované hodnoty, přestože nepatrně klesly v porovnání s M1, byly stále dostatečně vysoké ($\lambda = 0,56$ do 0,80). Vzájemné korelace faktorů dosahovaly vysokých hodnot ($r_{\text{EII-EC}} = 0,82$; $r_{\text{EII-EMB}} = 0,78$; $r_{\text{EMB-EC}} = 0,75$; $p < 0,001$), a proto byl následně testován ještě hierarchický model (M3) s jedním obecným faktorem (pojmenován jako TEIP), který zahrnuje tři specifické latentní faktory (EII, EMB a EC).

Tabulka 2

Hodnoty srovnávacích kritérií pro testované modely v rámci CFA

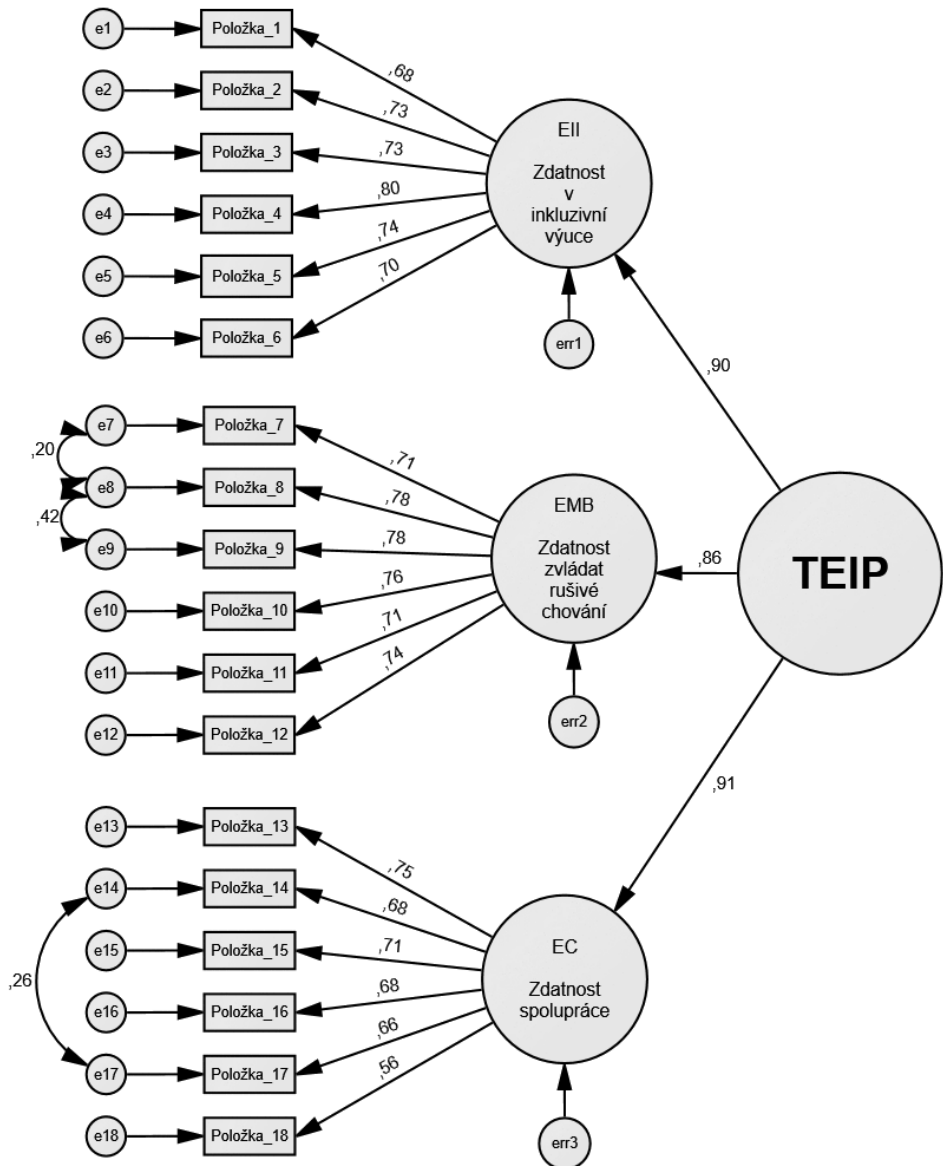
Model	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA (90% CI)	SRMR	AIC	BIC
Prvního řádu (M0)	1.236,038***	135	0,816	0,792	0,114 (0,108; 0,120)	0,070	1 308	1 468
Prvního řádu (M1)	575,851***	132	0,926	0,914	0,073 (0,067; 0,079)	0,054	654	827
Prvního řádu (M2)	454,779***	129	0,946	0,936	0,063 (0,057; 0,070)	0,043	539	725
Druhého řádu (M3)	454,875***	130	0,946	0,936	0,063 (0,057; 0,069)	0,043	537	719

Pozn.: *** $p < 0,001$; χ^2 – chí-kvadrát test; df – počet stupňů volnosti; CFI – Comparative Fit Index; TLI – Tucker-Lewis Index; RMSEA – Root Mean Square Error of Approximation (CI – 90% konfidenční interval); SRMR – Standardized Root Mean Square Residual; AIC – Akaike Information Criterion; BIC – Bayesian Information Criterion

V rámci modelu druhého řádu (M3) se testuje hierarchická faktorová struktura české verze dotazníku, tj. zda tři specifické faktory reprezentují obecný faktor škály TEIP. U M3 se analogicky vychází ze specifikace M2 s tím rozdílem, že M3 ukládá restriktivní parametry pro chybové složky u faktorů prvního řádu. Aby bylo možné dosáhnout správné identifikace modelu druhého řádu, byl – jak doporučuje Byrne (2010) – rovněž proveden test kritického poměru k identifikaci rozdílů v parametrech tohoto modelu. Po zhodnocení výsledků daného testu bylo u M3 nastaveno omezení chybových složek v případě latentních faktorů EII a EC tak, aby byly shodné (tj. $err1 = 0,05$; $err3 = 0,05$), čímž se přidal další stupeň volnosti v M3. U M3 není z podstaty možná také korelace faktorů prvního řádu – a aby bylo možné odhadnout regresní cesty ke každému latentnímu faktoru, variance obecného faktoru TEIP byla fixována na 1.

Následně bylo testováno, zda je možné přijmout M3 oproti M2. Z výsledků CFA vyplývá, že M3 vykazoval totožně přijatelnou shodu s daty jako M2 (viz tabulku 2). Ve srovnání s M2 ovšem došlo u M3 k významnému poklesu v hodnotách BIC, stejně tak výsledky diferenčního χ^2 testu ukázaly, že hodnota $\Delta\chi^2$ (0,096; $df = 1$) nebyla statisticky významná ($p = 0,76$), a tedy model druhého řádu není výrazně horší než model prvního řádu (M2). Toto zjištění podporuje udržitelnost M3, který zachytil hierarchickou faktorovou strukturu české verze dotazníku TEIP. Ve vztahu k EII, EMB a EC jsou standardizované regresní zátěže spojené s faktorem druhého řádu statis-

ticky významné a relativně vysoké ($r = 0,90; 0,86; 0,91; p < 0,001$), což dokumentuje silnou vazbu tří specifických faktorů na obecný faktor TEIP v rámci hierarchického modelu (obrázek 1).



Obrázek 1

Výsledný model faktorové struktury české verze dotazníku TEIP (plně standardizované koeficienty)

3.3 Reliabilita české verze škály TEIP

Reliabilita ve smyslu vnitřní konzistence jednotlivých subškál a celé škály dotazníku TEIP byla hodnocena pomocí Cronbachova koeficientu alfa (α), resp. McDonaldova omega (ω). Pro přesný a nezkreslený odhad pomocí Cronbachova α musí být dodrženy některé předpoklady (např. chybové složky skóre položek nemohou být vzájemně korelovány), které v praxi bývají jen sporadicky splněny, a proto je doporučováno využívat i jiných ukazatelů hodnocení vnitřní konzistence (např. McDonaldova omega) (Dunn et al., 2014). Kritéria pro odhad vnitřní konzistence jsou následující: $> 0,9$ vynikající; $> 0,8$ dobrá; $> 0,7$ akceptovatelná; $> 0,6$ diskutabilní; $> 0,5$ slabá a $< 0,5$ neakceptovatelná (George & Mallery, 2016).

V tabulce 3 jsou uvedeny výsledné hodnoty provedených analýz české verze dotazníku TEIP a dále jsou pro účely srovnání doplněny údaje o vnitřní konzistenci původní verze nástroje (Sharma et al., 2012). S ohledem na různé metody výpočtů je celková vnitřní konzistence české verze dotazníku dostatečně vysoká, a to jak pro 18položkovou škálu TEIP, tak i pro jednotlivé 6položkové subškály. Zjištěné hodnoty Cronbachova koeficientu α jsou navíc relativně blízké originální verzi.

Tabulka 3

Vnitřní konzistence originální a české verze škály TEIP

Škála	N	TEIP-O	TEIP-CZ	
			α (95% CI)	ω (95% CI)
EII	6	0,93	0,87 (0,85; 0,89)	0,87 (0,86; 0,89)
EMB	6	0,85	0,89 (0,87; 0,90)	0,89 (0,87; 0,90)
EC	6	0,85	0,84 (0,81; 0,85)	0,84 (0,82; 0,86)
TEIP	18	0,89	0,93 (0,92; 0,94)	0,93 (0,92; 0,94)

Pozn.: N – počet položek škály; TEIP-O – originální verze dotazníku (Sharma et al., 2012); TEIP-CZ – česká verze dotazníku; α – hodnoty Cronbachova alfa; ω – hodnoty McDonaldova omega; CI – 95% konfidenční interval (autoři originální verze dotazníku ve své studii tyto hodnoty neuvádí)

3.4 Invariance měření české verze škály TEIP z hlediska věku a nejvyššího dosaženého vzdělání učitelů MŠ

Testování faktorové invariance konstruktů škály TEIP bylo realizováno pomocí MGCFA na základě výsledků CFA pro výsledný M3 druhého řádu a bylo uskutečněno z hlediska věku (učitelé ve věkové kategorii do 40 let, $N = 252$, a nad 41 let, $N = 376$) a nejvyššího dosaženého vzdělání učitelů MŠ

(učitelé se středoškolským vzděláním, $N = 361$, a s vysokoškolským, $N = 267$). Cílem prezentované analýzy bylo zjistit, zda jsou parametry modelu neměnné napříč srovnávanými skupinami učitelů MŠ. V první úrovni byla testována konfigurační invariance, kde byly volně odhadovány faktorové zátěže i průsečíky. Vůči konfigurační invarianci je srovnávána invariance metrická, která má více omezených parametrů (ve všech skupinách byly fixovány faktorové zátěže, čímž bylo dosaženo stejné škály měření latentního rysu). Vyšším stupněm testování byla skalární invariance představující navíc totožnost průsečíku regrese (rovnost nábojů i prahů) a posledním krokem bylo testování nejvyšší úrovně – striktní invariance (rovnost reziduálních rozptylů). Aby bylo možné porovnat průměry mezi skupinami (populacemi) učitelů MŠ, např. pomocí statistických testů, je vyžadováno dosažení skalární invariance, pro srovnání součtových skóre je potřeba naplnit striktní invarianci. Invariance měření na jednotlivých úrovních je posuzována změnou přizpůsobení (fitu) modelu ve srovnání s předchozím testovaným modelem. Daná úroveň invariance se potvrzuje tehdy, jestliže definovaný model s restrikcemi vykazuje totožně kvalitní charakteristiky jako tentýž model bez restrikcí. Vzhledem k velikosti výzkumného vzorku se využívají následující přísnější kritéria hodnocení modelu (Chen, 2007): změna $CFI \geq -0,010$ (pro všechny úrovně invariance) doplněná změnou $RMSEA \geq 0,015$ (pro všechny úrovně invariance) nebo změnou $SRMR \geq 0,030$ pro metrickou invarianci a $SRMR \geq 0,010$ pro skalární a striktní invarianci značí neinvarianci. Souhrnné výsledky získané analýzou invariance měření na všech úrovních pro jednotlivé skupiny učitelů MŠ jsou uvedeny v tabulce 4. Ta pro úplnost obsahuje kromě klíčových hodnot sledovaných kritérií (CFI , $RMSEA$ a $SRMR$) také informace získané diferenčním χ^2 testem s příslušným počtem stupňů volnosti.

Z tabulky 5 vyplývá, že u žádného ze sledovaných kritérií CFI , $RMSEA$ a $SRMR$ nedošlo k takové změně hodnot, která by indikovala neinvarianci měření na úrovni konfigurační, metrické, skalární či striktní. Na základě těchto výsledků přináší analýza empirické důkazy o plné striktní invarianci měření české verze škály TEIP, která byla prokázána jak pro skupinu učitelů MŠ z hlediska věku, tak z hlediska nejvyššího dosaženého vzdělání. Jinými slovy měřené konstrukty české verze škály TEIP jsou učiteli MŠ vnímány, chápány a interpretovány podobně, bez ohledu na příslušnost k té či oné skupině. Výsledky tak poskytují důkaz o tom, že dotazníkové položky přeložené z původní anglické verze nástroje do češtiny (Sharma et al., 2012) nejsou náchylné k systematické chybě měření a konstrukty škály TEIP (EII , EMB a EC) jsou vzájemně porovnatelné napříč populací učitelů MŠ.

V tabulce 4 je prezentováno srovnání hodnot průměrných skóre subškály EII , EMB a EC a škály TEIP pro učitele MŠ z hlediska jejich věku a nejvyššího dosaženého vzdělání (kromě vypočtené hladiny statistické významnosti

rozdílů mezi skupinami jsou uvedeny i standardizované velikosti efektů dle Cohenova koeficientu d , přičemž hodnota v intervalu $< 0,2$ – $0,5$ poukazuje na malý rozdíl; hodnota $< 0,5$ – $0,8$ indikuje střední rozdíl a $0,8$ a vyšší na velký rozdíl mezi skupinami – Cohen, 1988). Výsledky analýz ukazují, že statisticky významně vyšší úroveň vlastní percipované zdatnosti v kontextu inkluzivních postupů (jak ve vztahu k dílčím škálám EII, EMB a EC, tak i pro celkovou škálu TEIP) deklarovali učitelé MŠ ve věkové kategorii nad 41 let v porovnání s učiteli, jejichž věk byl do 40 let. S ohledem na nejvyšší dosažené vzdělání učitelů MŠ byly zjištěny statisticky významné rozdíly v hodnocení vlastní vnímané zdatnosti ve všech sledovaných oblastech kromě subškály „zdatnost spolupráce“ (EC), přičemž učitelé MŠ se středoškolským vzděláním vnímali vlastní zdatnost lépe než učitelé s vysokoškolským vzděláním. Míra věcné významnosti rozdílů mezi skupinami jak z hlediska věku, tak z hlediska nejvyššího dosaženého vzdělání ovšem byla malá ($d < 0,5$).

Tabulka 4

Hodnoty průměrných skóre české verze škály TEIP pro učitele MŠ

Škála	Do 40 let (N = 252)		Nad 41 let (N = 376)				
	M	SD	M	SD	t	p	d_{Cohen}
EII	4,92	0,62	5,05	0,61	-2,160	< 0,010	0,2
EMB	4,72	0,64	4,92	0,66	-3,789	< 0,001	0,3
EC	4,69	0,63	4,87	0,64	-3,436	< 0,001	0,3
TEIP	4,78	0,55	4,94	0,56	-3,748	< 0,001	0,3
Škála	SŠ (N = 361)		VŠ (N = 267)				
	M	SD	M	SD	t	p	d_{Cohen}
EII	5,05	0,60	4,93	0,64	2,386	< 0,050	-0,2
EMB	4,95	0,66	4,69	0,63	4,995	< 0,001	-0,4
EC	4,83	0,63	4,75	0,64	1,426	> 0,050	-0,1
TEIP	4,94	0,56	4,79	0,56	3,351	< 0,001	-0,3

Pozn.: M – průměr; SD – směrodatná odchylka; t – hodnota testového kritéria t -testu; p – hodnota testu; d_{Cohen} – Cohenovo d určující míru věcné významnosti rozdílů mezi skupinami

4. Diskuze

Zahraniční dotazník *Teacher Efficacy for Inclusive Practices* (TEIP) je mezinárodně široce využívaným nástrojem (Sharma et al., 2012), který jako vůbec jeden z prvních byl vyvinut pro účely sebedposouzení vlastní vnímané zdatnosti učitelů implementovat inkluzivní postupy v kontextu společného vzdělávání

Tabulka 5

Výsledky testování invariance pro jednotlivé úrovně měření z hlediska věku a nejvyššího dosaženého vzdělání učitelů MŠ

Model invariance	χ^2	df	$\Delta\chi^2$	Δdf	CFI	ACFI	RMSEA (90% CI)	$\Delta RMSEA$	SRMR	$\Delta SRMR$
<i>Vše (N = 628)</i>										
Konfigurální	650,748***	261	–	–	0,935	–	0,049 (0,044; 0,054)	–	0,055	–
Metrická	663,661***	278	12,913	17	0,936	0,001	0,047 (0,042; 0,052)	–0,002	0,058	0,003
Skalární	703,170***	295	39,509***	17	0,932	–0,004	0,047 (0,043; 0,051)	0,000	0,057	–0,001
Striktní	742,712***	313	39,542**	18	0,928	–0,004	0,047 (0,042; 0,051)	0,000	0,062	0,005
<i>Vzdělání (N = 628)</i>										
Konfigurální	622,633***	261	–	–	0,939	–	0,047 (0,042; 0,052)	–	0,040	–
Metrická	642,319***	278	19,686	17	0,939	0,000	0,046 (0,041; 0,050)	–0,001	0,041	0,001
Skalární	690,494***	295	48,175***	17	0,934	–0,005	0,046 (0,042; 0,051)	0,000	0,041	0,000
Striktní	725,300***	313	34,806*	18	0,931	–0,003	0,046 (0,042; 0,050)	0,000	0,045	0,004

Pozn.: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$; χ^2 – chí-kvadrát test; df – počet stupňů volnosti; CFI – Comparative Fit Index; RMSEA – Root Mean Square Error of Approximation (CI – 90% konfidenční interval); SRMR – Standardized Root Mean Square Residual

v heterogenních kolektivech dětí. Svým charakterem se odlišuje od škál, které reflektují obecnou úroveň učitelovy *self-efficacy* (v zahraničí např. *Teachers' Sense of Efficacy Scale*, Tschannen-Moran & Woolfolk Hoy, 2001; u nás např. dotazník *Učitelské self-efficacy*, Smetáčková et al., 2017) a od dotazníků, které se specificky zaměřují na vnímanou zdatnost učitelů ve vztahu k dětem s postižením (např. *Teaching Students with Disabilities Scale*, Dawson & Scott, 2013; nebo *Autism Self-Efficacy Scale for Teachers*, Ruble et al., 2013). Psychometrické vlastnosti dotazníku TEIP byly ověřeny v celé řadě validačních studií, v našem kontextu však dosud nebyly blíže analyzovány. Předložený text tak představuje původní studii, ve které byly v souladu se stanovenými cíli prezentovány informace o průběhu a výsledcích adaptace dotazníku TEIP za účelem jeho využití v českém prostředí. Tato práce zároveň předkládá důkazy o konstruktové validitě (faktorové struktuře), reliabilitě ve smyslu vnitřní konzistence a o invarianci měření nástroje, který byl administrován na dostupném vzorku 628 učitelů z celkem 160 běžných MŠ.

V této studii bylo pracováno s originální anglickou verzí 18položkové škály TEIP. Ta byla pro výzkumné účely přeložena do českého jazyka (pro znění dotazníkových položek viz tabulku 1), aniž by došlo k výraznějším lingvistickým modifikacím od původní verze. Faktorová struktura byla ověřena pomocí konfirmační faktorové analýzy, která poukázala, že se česká verze dotazníku TEIP, stejně jako originální, skládá ze tří dimenzí. „Zdatnost učitele v inkluzivní výuce“ (Efficacy to use inclusive instructions; EII), měřená 6 položkami, je koncipována tak, aby na základě vlastního posouzení učitele umožnila identifikovat schopnost podporovat děti v učení v inkluzivním prostředí školní třídy. Dalším měřeným faktorem je „zdatnost učitele zvládat rušivé chování“ (Efficacy in managing behaviour; EMB) a posledním faktorem je rovněž 6položková škála „zdatnost spolupráce“ (Efficacy in collaboration; EC). Ta se orientuje na sebezposouzení zdatnosti kooperovat s různými klíčovými aktéry v kontextu inkluzivního vzdělávání (např. s rodiči dětí se SVP, kolegy učiteli, odborníky apod.). Ve shodě s jinými validačními studiemi poskytují výsledky tohoto výzkumu empirický důkaz o existenci tří vzájemně korelovaných faktorů (EII, EMB a EC). Analytické postupy založené na konfirmační faktorové analýze nebo Raschově analýze zpravidla vždy vedly k potvrzení třífaktorové struktury dotazníku TEIP, a to pro různé jazykové mutace adaptované v rozličných sociokulturních kontextech jako např. v arabštině, čínštině, japonštině, němčině, turečtině, italštině ad. (Aiello et al., 2016; Alnahdi, 2019; Alnahdi & Yada, 2020; Malinen et al., 2012; Miesera et al., 2018; Tanrıverdi & Özokçu, 2018). Analýzy realizované v této práci korespondují s výsledky těchto výzkumů a navíc ukázaly, že v rámci české verze dotazníku TEIP je možné pracovat se všemi původními položkami škály (Sharma et al., 2012). Naproti tomu výsledky některých zahraničních studií dokumentují, že ne vždy bylo možné tento požadavek dodržet,

a dotazník TEIP byl na základě analýz více nebo méně modifikován (např. s ohledem na substituci položek na jednotlivých faktorech) (viz např. Alnahdi & Yada, 2020; Park et al., 2016). Výsledky v této studii rovněž prokázaly existenci hierarchické struktury škály TEIP, neboť tři specifické faktory reprezentují obecný dominantní faktor vyššího řádu, který byl v této práci pojmenován jako „zdatnost učitele v inkluzivních postupech“ (TEIP). Česká verze dotazníku měří validně jak jednotlivé konstrukty EII, EMB a EC, tak i obecný konstrukt TEIP. Výsledky analýzy odhadu vnitřní konzistence zároveň poukázaly na vysokou reliabilitu měření pro jednotlivé subškály i škálu jako celek. U české verze byly v porovnání s originálním dotazníkem zjištěny pouze nepatrně nižší hodnoty, avšak stále velmi dobré, a to na subškále EII. Např. Hecht a kolektiv (2017) ve své práci reportovali pro 143 rakouských studentů učitelství stále akceptovatelnou, byť výrazně nižší vnitřní konzistenci subškály EII ($\alpha = 0,72$). Tato skutečnost však ještě nemusí nutně naznačovat problém s nepřiměřenou reprezentací konstruktů s ohledem na sociokulturní kontext, ale v jejich případě může být nižší hodnota Cronbachova alfa zapříčiněna z důvodu testování na relativně homogenním vzorku studentů jedné univerzity, kteří navíc nemuseli mít dostatečnou praktickou zkušenost s výukou dětí v inkluzivních podmínkách.

Na českou verzi dotazníku TEIP je prakticky možné nahlížet jako na vícerozměrný i unidimenzionální konstrukt. Tento poznatek má důležité praktické implikace, neboť v rámci diagnostiky či výzkumu je možné hodnotit jak obecnou vnímanou zdatnost učitelů prostřednictvím 18položkové škály TEIP, tak úroveň vnímané zdatnosti učitelů ve vztahu k dílčím konstruktům měřených na subškálách EII, EMB a EC. K totožným výsledkům dospěli někteří jiní autoři, kteří využili pro analýzu faktorové validity podobné metodologické procedury (Malinen et al., 2013; Yada et al., 2018). Vnímaná zdatnost učitelů je podle Bandury nejlépe konceptualizována a měřena jako vícerozměrný konstrukt (Bandura, 1997). Tomuto pojetí odpovídá i česká verze dotazníku TEIP. Nicméně např. Park et al. (2016) jsou toho názoru, že škála TEIP vysvětluje relativně omezený kontext vlastní zdatnosti učitelů ve vztahu k implementaci inkluzivních postupů, a proto ji považují za unidimenzionální konstrukt, který měří spíše obecnou vnímanou zdatnost.

Tato studie pomohla objasnit také velmi důležitou otázku pro pedagogický výzkum/diagnostiku, a to zda položky české verze dotazníku TEIP nejsou náchylné k systematické chybě měření (např. z důvodu nevhodného překladu do češtiny, přenositelnosti nástroje z jiného kulturního prostředí apod.) a zda učitelé nahlízejí na měřený konstrukt vnímané zdatnosti v kontextu inkluzivních postupů podobně. Jedním z problémů adaptace zahraničního nástroje je, že vnímání, porozumění a interpretace dotazníkových položek, které zachycují subjektivní názory, mínění či postoje k společenským otázkám, jako např. k inkluzi, závisejí na celé řadě proměnných (např. na kulturním

a sociálním kontextu). V této souvislosti bylo ve studii provedeno testování faktoriální invariance speciální metodou víceskupinové konfirmační analýzy, při kterém byl konstrukt TEIP měřený napříč různými skupinami učitelů MŠ. Výsledky invariance měření ukázaly, že u české verze dotazníku TEIP bylo dosaženo plné striktní invariance pro srovnávané skupiny učitelů MŠ z hlediska jejich věku a nejvyššího dosaženého vzdělání. S ohledem na tyto výsledky lze konstatovat, že je možné mezi učiteli porovnávat zjištěné průměrné a součtové skóry jednotlivých měřených konstruktů škály TEIP (EII, EMB a EC). Položky testované verze dotazníku jsou navíc totožné s položkami originální škály TEIP, a proto je zároveň možné výsledky získané prostřednictvím české varianty porovnat s poznatky zahraničních studií, které pro výzkum/diagnostiku využívají právě tuto škálu. Zjištění vyplývající z analýzy podporují použití české verze dotazníku TEIP v našem kulturním kontextu, ale jsou také v souladu s některými jinými výzkumy, které se testováním invariance nástroje TEIP zabývaly (Alnahdi, 2019; Yada et al., 2018). Příkladem může být práce Yady et al. (2018), kteří provedli ve své studii analýzu ekvivalence měření nástroje TEIP pro skupinu finských a japonských učitelů. Ačkoliv v jejich případě byly mezi učiteli identifikovány částečné rozdíly v testovaných parametrech, které autoři připisují kulturně-historickým odlišnostem obou zemí, bylo poukázáno na možnost mezinárodního porovnání průměrných skóre škál. I když jsou výsledky invariance měření ve zde prezentované studii přívětivější oproti zjištěním, které ve své práci reportovali výše citovaní autoři, je třeba zdůraznit, že porovnávaný vzorek učitelů z českých MŠ mohl vykazovat výrazně homogennější znaky, a tudíž se nemusely projevit některé zásadní odlišnosti (např. jazykové, kulturní), které by mohly mít na invarianci měření vliv.

Jedním z mnoha příkladů využití škály TEIP v kontextu pedagogického výzkumu jsou např. práce těchto autorů: Li a Cheung (2021), Narkun a Smogorzewska (2019), Hecht et al. (2017) nebo Sharma a Jacobs (2016). Jimi reportované výsledky výzkumů ukazují, že jak studenti učitelství, tak učitelé různých stupňů škol deklarovali relativně vysokou vnímanou zdatnost ve vztahu k implementaci inkluzivních postupů, a to bez ohledu na kulturní a sociální kontext, ve kterých byly studie uskutečněny (Čína, Polsko, Rakousko, Itálie, Austrálie, Indie). K podobným výsledkům přispívají také empirické poznatky této práce. Pomocí české verze dotazníku TEIP bylo zjištěno, že učitelé MŠ, kteří participovali na této studii, měli celkově relativně vysokou důvěru ve vlastní zdatnost implementovat inkluzivní postupy ve vzdělávání dětí. Ačkoliv hlavním cílem této studie nebyla podrobná analýza proměnných a jejich vlivu na míru vnímané zdatnosti učitelů MŠ, v práci bylo na základě výsledků invariance měření nástroje v této souvislosti testováno, zda se míra zdatnosti liší u učitelů MŠ z hlediska jejich nejvyššího dosaženého vzdělání a věku. Některé zahraniční studie ukázaly, že vliv charakteristik učitelů, jako

je pohlaví, věk, vzdělání nebo délka praxe ve školství, byl průkazný jen někdy a výsledky výzkumů jsou v tomto ohledu kontradiktorní (Guo et al., 2011; Malinen et al., 2013). V této práci se efekt rozdílů mezi mladšími a staršími učiteli, resp. mezi učiteli z hlediska jejich nejvyššího dosaženého vzdělání, rovněž ukázal jako věcně málo významný. Vyšší průměrný skóre na škále EII, EMB, EC, resp. TEIP, byl zaznamenán u učitelů s nejvyšším dosaženým vzděláním středoškolským a u těch ve věku nad 41 let (v porovnání s vysokoškolsky vzdělanými, resp. učiteli do 40 let věku). V tomto ohledu by bylo žádoucí realizovat navazující výzkumné šetření s cílem posoudit interakční efekt dalších proměnných, zejména se zřetelem na zkušenost učitelů v kontextu inkluzivního vzdělávání různorodých skupin dětí včetně těch se SVP. Jak totiž naznačily některé studie (Malinen et al., 2013; Yada et al., 2018), právě tato zkušenost učitelů bývá považována za významnější prediktor jejich vnímané zdatnosti než např. délka praxe ve školství (v případě učitelů MŠ, kteří participovali na tomto výzkumu, byla v průměru 19 let). V tomto smyslu může být podobně interpretován také zjištěný výsledek týkající se nižší míry vnímané zdatnosti u učitelů MŠ do 40 let věku v oblasti spolupráce s odborníky a rodiči dětí (EC). Nižší míra zdatnosti ve vztahu k EC může být u této skupiny učitelů zapříčiněna nedostatečnou zkušeností pracovat s klíčovými aktéry a případně nižší mírou vnímané podpory ze strany kolegů, vedení školy nebo rodičů dětí. Spolupráce učitelů s dalšími relevantními klíčovými partnery má však značný dopad na kvalitu inkluzivního vzdělávání, vede k vyšší vnímané zdatnosti učitelů a zvyšuje jejich sebedůvěru i motivaci zavádět inkluzivní postupy (Kiel et al., 2020). Guo et al. poukazují (2011) na to, že vzájemná spolupráce posiluje u učitelů jejich sebedůvěru zejména ve vztahu k zvládání náročných situací ve výuce (srov. EMB) a s ohledem na řízení učební činnosti heterogenního kolektivu dětí (srov. EII). Je proto důležité již v pregraduální přípravě budoucích pedagogů rozvíjet nejenom klíčové kompetence pro spolupráci se specialisty, ale i *soft skills* a interpersonální dovednosti jakožto součást odborné způsobilosti učitelů. Jako jeden z mnoha problémů ve vztahu k inkluzivnímu vzdělávání se jeví zvládání rušivého chování dětí učiteli (Saloviita, 2020). V této studii se ukázalo, že z hlediska nejvyššího dosaženého vzdělání pocitovali učitelé MŠ s vysokoškolským vzděláním největší rezervy právě v této oblasti (EMB). Ačkoliv naprostá většina těchto učitelů získala svou vysokoškolskou kvalifikaci v pedagogice, eventuálně v oblasti speciální pedagogiky, je otázkou, nakolik byla a je v rámci pregraduální přípravy věnována pozornost předmětům zaměřeným na práci s heterogenním kolektivem dětí a na spolupráci a supervizi odborníků, kteří mohou kromě teoretických poznatků prohlubovat u studentů také praktické dovednosti při práci s dětmi s náročným chováním. Spíše v rovině spekulací rovněž zůstává to, nakolik tyto učitelé využívají specializovaných kurzů v rámci dalšího vzdělávání pedagogických

pracovníků, jak jsou tyto programy efektivní a případně jak jinak se sami učitelé snaží prohloubit vlastní kompetence při práci s těmito dětmi.

Zahraniční zkušenosti ukazují, že dotazník TEIP je v kontextu pedagogického výzkumu často používán ke zkoumání vztahů s dalšími, zvláště pro inkluzivní vzdělávání důležitými konstrukty jako např. s postoji či obavami učitelů (Malinen et al., 2012; Sharma & Jacobs, 2016). Byla např. prokázána souvislost mezi pozitivnějšími postoji k inkluzi a vyšší mírou percipované zdatnosti učitelů v oblasti EII a EMB a nižší míra obav z inkluze pozitivně korelovala s vyšší vnímanou zdatností v oblasti EC (Li & Cheung, 2021). Kromě toho se v budoucích výzkumech potenciální využití škály TEIP nabízí také ve vztahu k takovým konstruktům, jakými je např. učitelů vnímaná sebedůvěra, sebehodnocení, *well-being* nebo syndrom vyhoření. Protože dotazník TEIP představuje relativně krátkou škálu, je vhodné jeho využití v kombinaci s dalšími nástroji. Pro komplexnější posouzení dalších relevantních aspektů vnímané zdatnosti učitelů ve vztahu k inkluzivnímu vzdělávání by bylo možné dotazník rozšířit o další subškály. V této souvislosti se nabízí např. subškála „profesní rozvoj“ z českého dotazníku *Učitelské self-efficacy* (Smetáčková et al., 2017), která může být inspirací pro další doplnění položek o relevantní aspekty reflektující profesní kompetence učitelů jakožto klíčového konceptu vlastní vnímané zdatnosti. Zejména v českém výzkumném prostředí by vztah výše uvedených konstruktů bylo vhodné identifikovat a porovnat u učitelů z různých typů a stupňů škol. Některé tuzemské studie si např. všímají, že především učitelé ZŠ jsou ve vysoké míře ohroženi syndromem vyhoření (Ptáček et al., 2018) a necítí se být dostatečně připraveni na inkluzivní vzdělávání (Pivarč, 2020), což může významně souviset také s jejich nižší mírou vnímané zdatnosti implementovat inkluzivní postupy a negativnějšími postoji k inkluzi, jak naznačují některé zahraniční výzkumy (Yada et al., 2018).

Kromě výzkumné oblasti lze nástroj TEIP doporučit také pro účely pedagogické diagnostiky, ať už v pregraduálním či dalším vzdělávání učitelů nebo přímo u učitelů v reálné školní praxi. Dotazník nabízí možnost orientačně posoudit vlastní vnímanou zdatnost ve vztahu k dílčím aspektům inkluzivního vzdělávání prostřednictvím výpočtu skóru, který sám o sobě dává spíše informaci využitelnou ke komparativním účelům. Lze tak porovnat zjištěné skóry např. mezi dvěma kolegy učiteli nebo mezi studenty učitelství v rámci studijní skupiny. Je možné se zaměřit i na opakovanou administraci u jednoho konkrétního učitele a identifikovat pokles či zvýšení míry vnímané zdatnosti, což může být užitečné v případech, kdy učitel absolvuje např. nějaký vzdělávací kurz, který má posílit jeho *self-efficacy*. Nicméně na jednotlivé položky dílčích subškál (EII, EMB a EC) a jejich hodnocení učiteli lze nahlížet rovněž v kontextu vlastního seberozvoje. Např. oblast, ve které se dosahuje nižšího skóru, může učitele podněcovat k sebereflexi,

a tím zvažovat nová nezbytná opatření, která povedou k dosažení úspěchu („co můžu já jako učitel udělat jinak nebo lépe, abych...?“).

Jedním z limitů této studie je, že nebylo pracováno s reprezentativním vzorkem respondentů, a tudíž míra zobecnění výsledků výzkumu, které mají spíše indikativní povahu, je do určité míry omezená. Výsledky by proto měly být replikovány na reprezentativním vzorku učitelů MŠ, který by zároveň zahrnoval podstatně větší počet mužů učitelů. Výzkum byl realizován také pouze na specifickém výseku učitelů v rámci předškolního vzdělávání, a proto je možné považovat získané výsledky za relevantní především pro tento vzorek učitelů MŠ. Vzhledem k tomu, že východiska dotazníku TEIP reflektují především problematiku diversity a heterogenity dětí a dotazník popisuje obecnější pedagogické postupy v nehomogenních třídách, aspiruje na používání také u učitelů dalších stupňů škol. Lze proto doporučit ověření psychometrických vlastností a ekvivalenci české verze dotazníku TEIP i na vzorku učitelů škol základních a středních.

Závěr

Dotazník TEIP je jedním z prvních zahraničních nástrojů, který byl (roku 2012) vyvinut pro potřeby výzkumu subjektivního zhodnocení vlastní vnímané zdatnosti učitelů implementovat inkluzivní postupy v kontextu společného vzdělávání dětí. V tuzemsku je tato studie vůbec první, která přináší informace o adaptaci české verze dotazníku TEIP a zároveň poskytuje dostatečné empirické důkazy o psychometrických vlastnostech nástroje. Provedené analýzy na vzorku učitelů MŠ prokázaly, že v našem sociokulturním prostředí funguje česká verze nástroje dobře a je dostatečně validní a reliabilní. Škálu o 18 položkách, která po vzoru originální anglické verze měří subjektivní vnímanou zdatnost učitele v oblasti inkluzivních postupů, zdatnost zvládat rušivé chování dětí ve výuce a zdatnost spolupráce s klíčovými aktéry, lze doporučit jak pro účely pedagogického výzkumu, tak pro účely pedagogické diagnostiky.

Financování

Studie vznikla v rámci projektu IPs *Společné vzdělávání a podpora škol krok za krokem. Implementace akčního plánu inkluzivního vzdělávání – metodická podpora (APIV A)*. Projekt APIV A je spolufinancován Evropskou unií. Registrační číslo projektu: CZ.02.3.61/0.0/0.0/16_020/0004410.

Literatura

- Aiello, P., Sharma, U., Dimitrov, D., Di Gennaro, D., Pace, E., Zollo, I., & Sibilio, M. (2016). Indagine sulle percezioni del livello di efficacia dei docenti e sui loro atteggiamenti nei confronti dell'inclusione. *L'Integrazione Scolastica e Sociale*, 15(1), 64–87.
- ALLEA. (2017). *The European code of conduct for research integrity*. All European Academies.
- Alnahdi, G. (2019). The Arabic version of the teacher efficacy for inclusive practices (TEIP-AR) scale: A construct validity study. *Cogent Education*, 6(1), 1–12.
- Alnahdi, G., & Yada, A. (2020). Rasch analysis of the Japanese version of teacher efficacy for inclusive practices scale: Scale unidimensionality. *Frontiers in Psychology*, 11, 1725. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01725>
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. W. H. Freeman and Company.
- Bendová, P., & Fialová, K. (2017). Inkluzivní vzdělávání dětí se speciálními vzdělávacími potřebami z pohledu pedagogů „mainstreamových“ mateřských škol. In M. Hutýrová & V. Růžicková (Eds.), *Kobez speciální pedagogiky v současnosti. IV. Olomoucké speciálněpedagogické dny* (s. 179–189). Univerzita Palackého v Olomouci.
- Byrne, B. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203805534>
- Chen, F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. L. Erlbaum Associates.
- Dawson, H., & Scott, L. (2013). Teaching students with disabilities efficacy scale: Development and validation. *Inclusion*, 1(3), 181–196. <https://doi.org/10.1352/2326-6988-1.3.181>
- De Vaus, D. (2002). *Analyzing social science data: 50 key problems in data analysis*. Sage.
- Dunn, T., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399–412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Forlin, Ch., Loreman, T., Sharma, U., & Earle, Ch. (2009). Demographic differences in changing pre-service teachers' attitudes, sentiments and concerns about inclusive education. *International Journal of Inclusive Education*, 13(2), 195–209. <https://doi.org/10.1080/13603110701365356>
- Gavora, P., Mareš, J., Svatoš, T., & Wiegerová, A. (2020). *Self efficacy v edukačních souvislostech II*. Univerzita Tomáše Bati ve Zlíně, Fakulta humanitních studií. <https://doi.org/10.7441/978-80-7454-949-6>
- George, D., & Mallery, P. (2016). *IBM SPSS statistics 23 step by step: A simple guide and reference*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315545899>
- Goldan, J., Lambrecht, J., & Loreman, T. (Eds.). (2021). *Resourcing inclusive education*. Emerald Publishing Limited. <https://doi.org/10.1108/S1479-363620210000015008>
- Gray, Ch., Wilcox, G., & Nordstokke, D. (2017). Teacher mental health, school climate, inclusive education and student learning: A review. *Canadian Psychology*, 58(3), 203–210. <https://doi.org/10.1037/cap0000117>
- Guo, Y., Justice, L., Sawyer, B., & Tompkins, V. (2011). Exploring factors related to preschool teachers' self-efficacy. *Teaching and Teacher Education*, 27(5), 961–968. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2011.03.008>

- Hecht, P., Aiello, P., Pace, E., & Sibilio, M. (2017). Attitudes and teacher efficacy among Italian and Austrian teachers: A comparative study. *Formazione & Insegnamento*, 15(1), 269–282. https://doi.org/10.7346/-fei-XV-01-1_20
- Hedrih, V. (2020). *Adapting psychological tests and measurement instruments for cross-cultural research: An introduction*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780429264788>
- Hu, L., & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Janoušek, J. (1992). Sociálně kognitivní teorie Alberta Bandury. *Československá psychologie*, 36(5), 385–398.
- Jordan, A. (2018). Teacher beliefs and practices: Introduction to the special issue. *Exceptionality Education International*, 28(3), 5–9. <https://doi.org/10.5206/eei.v28i3.7768>
- Kiel, E., Braun, A., Muckenthaler, M., Heimlich, U., & Weiss, S. (2020). Self-efficacy of teachers in inclusive classes. How do teachers with different self-efficacy beliefs differ in implementing inclusion? *European Journal of Special Needs Education*, 35(3), 333–349. <https://doi.org/10.1080/08856257.2019.1683685>
- Kline, R. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford Press.
- Li, K., & Cheung, R. (2021). Pre-service teachers' self-efficacy in implementing inclusive education in Hong Kong: The roles of attitudes, sentiments, and concerns. *International Journal of Disability, Development and Education*, 68(2), 259–269. <https://doi.org/10.1080/1034912X.2019.1678743>
- Lukas, J. (2012). *Přípravenost školy k inkluzivnímu vzdělávání: dotazník pro učitele*. Národní ústav pro vzdělávání.
- Main, S., & Hammond, L. (2008). Best practice or most practiced? Pre-service teachers' beliefs about effective behaviour management strategies and reported self-efficacy. *Australian Journal of Teacher Education*, 33(4), 28–39. <https://doi.org/10.14221/ajte.2008v33n4.3>
- Malinen, O., Savolainen, H., & Xu, J. (2012). Beijing in-service teachers' self-efficacy and attitudes towards inclusive education. *Teaching and Teacher Education*, 28(4), 526–534. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2011.12.004>
- Malinen, O., Savolainen, H., & Xu, J. (2013). Dimensions of teacher self-efficacy for inclusive practices among mainland Chinese pre-service teachers. *Journal of International Special Needs Education*, 16(2), 82–93. <https://doi.org/10.9782/2159-4341-16.2.82>
- Martins, B., & Chacon, M. (2020). Escala de eficácia docente para práticas inclusivas: Validação da Teacher Efficacy for Inclusive Practices (TEIP) Scale. *Revista Brasileira de Educação Especial*, 26(1), 1–16. <https://doi.org/10.1590/s1413-65382620000100001>
- Miesera, S., DeVries, J., Jungjohann, J., & Gebhardt, M. (2018). Correlation between attitudes, concerns, self-efficacy and teaching intentions in inclusive education evidence from German pre-service teachers using international scales. *Journal of Research in Special Educational Needs*, 19(2), 103–114. <https://doi.org/10.1111/1471-3802.12432>
- Narkun, Z., & Smogorzewska, J. (2019). Studying self-efficacy among teachers in Poland is important: Polish adaptation of the teacher efficacy for inclusive practice (TEIP) scale. *Exceptionality Education International*, 29(2), 110–126. <https://doi.org/10.5206/eei.v29i2.9405>
- Oliver, M. (1990). *The politics of disablement: A sociological approach*. Macmillan.
- Park, M., Dimitrov, D., Das, A., & Gichuru, M. (2016). The teacher efficacy for inclusive practices (TEIP) scale: Dimensionality and factor structure. *Journal of Research in Special Educational Needs*, 16(1), 2–12. <https://doi.org/10.1111/1471-3802.12047>

- Pivarč, J. (2020). *Na cestě k inkluzi: Proměny pedagogických procesů ve vzdělávání a jejich pojetí učiteli a zástupci vedení ZŠ*. Univerzita Karlova, Pedagogická fakulta.
- Ptáček, R., Vňuková, M., Raboch, J., Smetáčková, I., Harsa, P., & Švandová, L. (2018). Syndrom vyhoření a životní styl u učitelů českých základních škol. *Česká a slovenská psychiatrie*, 114(5), 199–204.
- Raftery, A. (1995). Bayesian model selection in social research. *Sociological Methodology*, 25, 111–163. <https://doi.org/10.2307/271063>
- Ruble, L., Toland, M., Birdwhistell, J., McGrew, J., & Usher, E. (2013). Preliminary study of the autism self-efficacy scale for teachers (ASSET). *Research in Autism Spectrum Disorders*, 7(9), 1151–1159. <https://doi.org/10.1016/j.rasd.2013.06.006>
- Saloviita, T. (2020). Attitudes of teachers towards inclusive education in Finland. *Scandinavian Journal of Educational Research*, 64(2), 270–282. <https://doi.org/10.1080/00313831.2018.1541819>
- Sharma, U., & Jacobs, K. (2016). Predicting in-service educators' intentions to teach in inclusive classrooms in India and Australia. *Teaching and Teacher Education*, 55(3), 13–23. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2015.12.004>
- Sharma, U., Loreman, T., & Forlin, Ch. (2012). Measuring teacher efficacy to implement inclusive practices. *Journal of Research in Special Educational Needs*, 12(1), 12–21. <https://doi.org/10.1111/j.1471-3802.2011.01200.x>
- Smetáčková, I., Topková, P., & Vozková, A. (2017). Vývoj a pilotáž škály učitelské self-efficacy. *Lifelong Learning*, 7(2), 26–46. <https://doi.org/10.11118/lifele2017070226>
- Štech, S. (2018). Inkluzivní vzdělávání – obtížné zvládání „rozmanitosti“ v praxi. *Pedagogická orientace*, 28(2), 382–398. <https://doi.org/10.5817/PedOr2018-2-382>
- Tannenbergerová, M. (2016). *Průvodce školní inkluzí aneb Jak vypadá kvalitní základní škola současnosti?* Wolters Kluwer ČR, a. s.
- Tanriverdi, A., & Özokçu, O. (2018). The psychometric properties of the Turkish version of the Teacher Efficacy for Inclusive practices (TEIP) scale. *Educational Research and Reviews*, 13(18), 654–663. <https://doi.org/10.5897/ERR2018.3504>
- Tschannen-Moran, M., & Woolfolk Hoy, A. (2001). Teacher efficacy: Capturing an elusive construct. *Teaching and Teacher Education*, 17(7), 783–805. [https://doi.org/10.1016/S0742-051X\(01\)00036-1](https://doi.org/10.1016/S0742-051X(01)00036-1)
- Urbánek, T., & Čermák, I. (1997). Vliv self-efficacy na agresí a depresi u dětí. *Československá psychologie*, 41(3), 193–199.
- Urbánek, T., Denglerová, D., & Širůček, J. (2011). *Psychometrika: Měření v psychologii*. Portál.
- Yada, A., Tolvanen, A., & Savolainen, H. (2018). Teachers' attitudes and self-efficacy on implementing inclusive education in Japan and Finland: A comparative study using multigroup structural equation modelling. *Teaching and Teacher Education*, 75, 343–355. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2018.07.011>
- Zákon č. 82/2015 Sb., kterým se mění zákon č. 561/2004 Sb., o předškolním, základním, středním, vyšším odborném a jiném vzdělávání (školský zákon), ve znění pozdějších předpisů, a některé další zákony. (2015).
- Zákon č. 561/2004 Sb., o předškolním, základním, středním, vyšším odborném a jiném vzdělávání (školský zákon). (2004).
- Záleská, K., & Leix, A. (2018). Učitelská self-efficacy při práci s dětmi-cizinci v širších souvislostech. *Pedagogická orientace*, 28(2), 328–356. <https://doi.org/10.5817/PedOr2018-2-328>