

SPOLUPRÁCA RODINY A ŠKOLY V INTENCIÁCH ŠKOLSKEJ PRIPRAVENOSTI DETÍ NA VSTUP DO ZÁKLADNEJ ŠKOLY

COOPERATION BETWEEN THE FAMILY AND SCHOOL IN THE CONTEXT OF CHILDREN'S SCHOOL READINESS FOR ENTERING PRIMARY SCHOOL

Uhrinová Sabína^a, Uhrinová Miriam^a, Vlastimil Chytrý^b

a) Katedra predškolskej a elementárnej pedagogiky, Pedagogická fakulta, Katolícka univerzita v Ružomberku (SLOVENSKO)

b) Katedra preprimárneho a primárneho vzdelávania, pedagogická fakulta, Univerzita Jana Evangelisty Purkyně v Ústí nad Labem

DOI: 10.21062/edp.2026.006

Abstract

Cooperation between families and schools plays an important role in supporting children's transition from preschool to primary education and may contribute to the development of school readiness across multiple domains. This study examined how kindergarten teachers and teachers at the first stage of primary school perceive strategies supporting school readiness, effective forms of cooperation with parents, proposed changes in pre-primary education, and measures intended to facilitate children's transition to Grade 1. School readiness was conceptualized as a multidimensional construct encompassing physical and motor development, socio-emotional competence and self-regulation, language and communication, cognitive and early academic skills, independence, and approaches to learning. Data were collected in Slovakia in 2024 using an author-designed questionnaire completed by 202 teachers. The sample included 173 kindergarten teachers (85.6%) and 29 teachers at the first stage of primary school (14.4%). Respondents were recruited through convenience self-selection via social media, without the use of probability sampling or quotas. Because the number of individuals reached by the survey was not recorded, a response rate could not be calculated. The sampling procedure increases the risk of self-selection bias, particularly through the possible overrepresentation of teachers active in online professional communities. Consequently, inferential comparisons between professional groups are exploratory and the findings cannot be generalized to the population of teachers in Slovakia. Teachers most frequently reported play-based activities aimed at developing cognitive abilities as strategies supporting school readiness (87.6%), followed by cooperation with parents (66.8%) and pre-primary education and preparatory classes (63.9%). In relation to family-school cooperation, school consultations and counselling were selected by 70.8% of respondents, while 66.3% identified active communication between families and schools as an effective form of cooperation. Regular parent-teacher meetings and joint educational activities were selected less frequently. These results represent teachers' perceptions of effective practice rather than empirical evidence concerning the actual effectiveness of particular forms of cooperation. Exploratory comparisons between kindergarten and primary school teachers revealed an association between professional position and proposed changes in pre-primary education. The Pearson chi-square test yielded $\chi^2(4, N = 202) = 13.08, p = .011$, with Cramér's $V = .25$. Because several expected cell counts were small, the Fisher-Freeman-Halton exact test was used as the primary inferential criterion and confirmed the association, $p = .005$. After Holm adjustment for the two omnibus comparisons, the association remained statistically significant (adjusted $p = .010$; Cramér's $V = .25$, approximate 95% CI [.06, .37]). Exploratory post-hoc analyses suggested that the overall association was driven mainly by the greater proportion of kindergarten teachers who selected improved cooperation between schools and parents compared with primary school teachers. For measures intended to facilitate transition to Grade 1, the professional groups showed no statistically confirmed association in the omnibus comparison, $\chi^2(4, N = 202) = 6.20, p = .184$, Cramér's $V = .18$. The Fisher-Freeman-Halton exact test yielded $p = .155$, and the Holm-adjusted value remained $p = .155$. The approximate 95% confidence interval for Cramér's V ranged from .00 to .28, indicating substantial uncertainty and leaving open the possibility of a practically relevant association. Therefore, the non-significant result should not be interpreted as evidence of equivalence between the professional groups,

particularly given the small number of primary school teachers. Overall, the findings indicate that teachers view school readiness not only in terms of children's cognitive development but also as a process supported by cooperation among families, preschools, and primary schools. However, the study captures teachers' perceptions rather than children's actual level of school readiness or the causal effectiveness of the proposed strategies. The cross-sectional design, convenience self-selected sample, unequal professional group sizes, use of an author-designed questionnaire without formal psychometric validation, and possible unmeasured clustering of respondents within schools further limit interpretation. The results should therefore be regarded as descriptive and exploratory and as a basis for more representative, longitudinal, and multi-informant research on family-school cooperation and children's transition to primary education. Keywords: school readiness, teacher perceptions, kindergarten, family-school cooperation, transition to primary school, parental involvement.

Klíčová slova

School readiness, family-school cooperation, parental involvement, teacher perceptions, transition to primary school

ÚVOD

Školská pripravenosť a prechod do základnej školy

Školská pripravenosť detí významne ovplyvňuje priebeh ich vstupu do školy aj ďalšie vzdelávanie. Nejde pritom iba o osvojenie poznatkov a zručností pred nástupom do 1. ročníka. Zahŕňa telesné zdravie a motoriku, sociálno-emocionálne kompetencie a sebareguláciu, jazyk a komunikáciu, kognitívne a rané akademické zručnosti, samostatnosť aj prístup k učeniu. Význam tejto viacrozmernosti narastá v období prechodu do školy, keď sa dieťa vyrovnáva s novým prostredím, sociálnou rolou a požiadavkami školského učenia (Margetts, 2004). Úroveň školskej pripravenosti sa zároveň utvára v podmienkach, v ktorých dieťa vyrastá a vzdeláva sa. Nemožno ju preto chápať výlučne ako vlastnosť dieťaťa. Ekologické prístupy ju spájajú aj s pripravenosťou rodiny a školy a s kvalitou vzťahov medzi týmito prostrediami. Tento pohľad rozpracovali Rimm-Kaufman a Pianta (2000) a v novších súvislostiach ho podporujú Jose et al. (2022) aj Sandilos a Rimm-Kaufman (2025). Prechod do základnej školy nie je jednorazovou udalosťou. Začína sa ešte v materskej škole a pokračuje počas adaptácie v prvom ročníku základnej školy. Podieľajú sa na ňom dieťa, rodina, materská a základná škola a podľa potreby aj ďalší odborníci, čo zdôrazňujú Visković a Višnjić-Jevtić (2020) aj Morawska et al. (2026). Predložená štúdia preto nesleduje diagnostikovanú úroveň školskej pripravenosti detí, ale názory učiteľov na stratégie jej podpory, spoluprácu s rodičmi a potrebné zmeny.

Rodina a škola poskytujú dieťaťu odlišné, no vzájomne prepojené skúsenosti. V rodine sa rozvíjajú napríklad jazyk, samostatnosť, sociálne návyky a vzťah k učeniu. Materská škola tieto skúsenosti rozširuje prostredníctvom hry, spoločných činností a cielených podnetov. Nástup do školy zároveň mení denný režim dieťaťa aj fungovanie rodiny, ktorá sa musí zorientovať v nových očakávaniach. Význam kontinuity medzi prostrediami a partnerskej podpory rodičov pri zvládaní prechodu zdôrazňujú Kropáčková (2008), Mendelová a Gužíková (2023) aj Morawska et al. (2026). Spolupráca rodiny a školy stojí najmä na dôvere, zrozumiteľnej výmene informácií a spoločnom záujme o dieťa. Počas prechodu z materskej do základnej školy nie je rozhodujúci iba počet kontaktov, ale aj ich obsah a dostupnosť učiteľa pre rodičov. Význam pravidelnej komunikácie, oboznámenia rodín so školským prostredím a možnosti priebežne konzultovať potreby dieťaťa potvrdzuje aj výskum rodinno-školskej prepojenosti (Tobin et al., 2022). Sociálne zručnosti, sebaregulácia a schopnosť dieťaťa vyjadriť svoje potreby patria medzi dôležité súčasti pripravenosti na školu, na čo poukazujú Wesley a Buysse (2003) aj Jose et al. (2022). Predškolské obdobie však nemožno zužovať na nácvik školských výkonov. Formujú sa v ňom vzťahy, hodnoty a postoje k učeniu, ktoré presahujú bezprostrednú prípravu na prvý ročník (Matějček, 2005). Zapojenie rodičov môže rozvoj dieťaťa podporiť, jeho prínos však závisí od konkrétnej formy a kvality spolupráce. Súvislosť medzi rodičovskou participáciou a výsledkami detí sama osebe nepreukazuje kauzálny účinok, na čo upozorňujú Boonk et al. (2018) aj Barger et al. (2019).

Podobu spolupráce významne ovplyvňuje učiteľ a spôsob, akým nadväzuje kontakt, vedie rozhovor, vysvetľuje očakávania a reaguje na potreby rodiny (Majerčíková, 2011). V praxi sa využívajú najmä konzultácie a poradenstvo, spoločné aktivity, informačné stretnutia, návštevy školy a koordinácia podpory s odborníkmi, ktoré opisujú Miňová (2017) a Pianta a Kraft-Sayre (2003). Rodičia počas prechodu oceňujú včasné a zrozumiteľné informácie aj možnosť aktívne sa podieľať na podpore dieťaťa, čo potvrdzujú Jun et al. (2025) a Morawska et al.

(2026). Z týchto východísk vyplýva potreba sledovať, ako učitelia oboch stupňov vnímajú podporu školskej pripravenosti a kontinuitu medzi rodinou, materskou a základnou školou.

METODOLÓGIA VÝSKUMU

Cieľ výskumu a výskumné otázky

Výskum mal prierezový deskriptívno-komparatívny dizajn. Jeho cieľom bolo opísať stratégie, ktoré učitelia využívajú pri podpore školskej pripravenosti detí, zistiť, ktoré formy spolupráce s rodičmi považujú za efektívne, a zachytiť ich návrhy na zmeny v predprimárnom vzdelávaní a pri prechode do 1. ročníka základnej školy. Súčasťou analýzy bolo porovnanie odpovedí učiteľov materských škôl a učiteľov 1. stupňa základných škôl. Jednotkou analýzy bol učiteľ. Skupinovým faktorom bola pracovná pozícia (učiteľ MŠ vs. učiteľ 1. stupňa ZŠ) a porovnávanými výsledkami boli nominálne odpovede na položky 24 a 25. Vzhľadom na nepravdepodobnostný výber a absenciu smerových hypotéz sa skupinové porovnania interpretujú exploratívne.

Výskum vychádzal z týchto otázok:

- Ktoré opatrenia a stratégie učiteľa najčastejšie uvádzajú pri podpore školskej pripravenosti detí na vstup do základnej školy?
- Aké zmeny v predprimárnom vzdelávaní učiteľa navrhujú na podporu školskej pripravenosti detí?
- Ktoré formy spolupráce rodiny a školy považujú učitelia za najefektívnejšie pri podpore školskej pripravenosti detí?
- V čom sa líšia návrhy učiteľov materských škôl a učiteľov 1. stupňa základných škôl na podporu prechodu detí z materskej školy do 1. ročníka?
- V čom sa líšia návrhy oboch skupín učiteľov na zmeny v predprimárnom vzdelávaní zamerané na podporu školskej pripravenosti detí?

Výskumný súbor

Výskum sa uskutočnil v roku 2024 na Slovensku a celkový analytický súbor tvorilo 202 učiteľov, z toho 173 učiteľov materských škôl (85,6 %) a 29 učiteľov 1. stupňa základných škôl (14,4 %). V súbore bolo 201 žien (99,5 %), pričom pri jednom respondentovi údaj o pohlaví chýbal (0,5 %). A priori výpočet veľkosti výberu nebol súčasťou pôvodného výskumného plánu, pretože respondenti boli získavaní príležitostným samovýberom. Dodatočné posúdenie štatistickej presnosti však ukazuje, že celkový počet $N = 202$ poskytuje primeranú informačnú bázu pre deskriptívne ciele štúdie a pre exploratívne zisťovanie stredne veľkých až väčších rozdielov medzi profesijnými skupinami. Pri štandardnej 95 % hladine spoľahlivosti a konzervatívnom predpoklade populačného podielu $p = 0,50$, ktorý maximalizuje výberovú variabilitu, zodpovedá veľkosti $N = 202$ teoretická maximálna chyba odhadu podielu približne $\pm 6,9$ percentuálneho bodu. Samostatne pre početnejšiu skupinu učiteľov materských škôl ($n = 173$) predstavuje analogická maximálna chyba približne $\pm 7,5$ percentuálneho bodu. V menšej skupine učiteľov 1. stupňa ZŠ ($n = 29$) je neistota podstatne vyššia a maximálna chyba odhadu pri podiele blízkom 0,50 dosahuje približne $\pm 18,2$ percentuálneho bodu. Táto hodnota poukazuje na obmedzenú presnosť jednotlivých percentuálnych odhadov v menšej skupine, neznamená však, že skupina je pre exploratívne porovnanie nepoužiteľná. Pri zachovaní pomeru skupín 173 : 29 umožňuje takáto veľkosť súboru pri obvyklej hladine $\alpha = 0,05$ a približne 80 % štatistickej sile zachytiť medzi dvoma nezávislými podielmi rozdiel približne 28 percentuálnych bodov, ak sa porovnávané podiely nachádzajú v oblasti okolo 0,50. Súbor je preto primeraný najmä na identifikáciu stredne veľkých až veľkých rozdielov, zatiaľ čo menšie rozdiely nemožno s dostatočnou presnosťou potvrdiť ani vylúčiť. Tento záver je v súlade aj s výsledkami položky 24, pri ktorej bol medzi profesijnými skupinami pozorovaný rozdiel dostatočne výrazný na to, aby sa prejavil v omnibusovej analýze aj napriek malej skupine učiteľov ZŠ. Výrazne nerovnomerné zastúpenie profesijných skupín preto nepredstavuje dôvod na vyradenie skupinového porovnania, ale vyžaduje opatrnejšiu interpretáciu jeho presnosti a dôsledné uvádzanie intervalov spoľahlivosti a veľkostí asociácie. Predovšetkým nevýznamný výsledok nemožno interpretovať ako dôkaz neprítomnosti rozdielu alebo ekvivalencie profesijných skupín. Uvedené výpočty presnosti majú orientačný charakter, pretože štúdia nevyužívala pravdepodobnostný výber respondentov; nemožno ich preto chápať ako formálnu populačnú chybu výberu ani ich použiť na tvrdenie reprezentatívnosti súboru učiteľov na Slovensku.

Tabuľka 1 Charakteristika výskumného súboru (N = 202)

Premenná	Kategórie – n (%)
Pracovná pozícia	učiteľ MŠ 173 (85,6 %), učiteľ 1. stupňa ZŠ 29 (14,4 %)
Pohlavie	ženy 201 (99,5 %), údaj neuvedený 1 (0,5 %)
Lokalita školy	mestská škola 96 (47,5 %), vidiecka škola 106 (52,5 %)
Vek	20–29 rokov 30 (14,9 %), 30–39 rokov 52 (25,7 %), 40–49 rokov 56 (27,7 %), 50–59 rokov 45 (22,3 %), 60 a viac rokov 19 (9,4 %)
Pedagogická prax	0–5 rokov 49 (24,3 %), 6–10 rokov 31 (15,3 %), 11–15 rokov 27 (13,4 %), 16–20 rokov 18 (8,9 %), 21 a viac rokov 77 (38,1 %)
Dosiahnuté vzdelanie	stredoškolské 75 (37,1 %), Bc. 43 (21,3 %), Mgr./Ing. 80 (39,6 %), PhD. 1 (0,5 %), iné 3 (1,5 %)

Poznámka: Kategóriu „iné“ pri vzdelaní tvorilo pomaturitné dvojročné štúdium, vyššie odborné vzdelanie s absolventským diplomom a výtvarná výchova s rigoróznou skúškou.

Respondenti boli získaní nepravdepodobnostným príležitostným výberom so samovýberom účastníkov. Kvóty podľa pracovnej pozície ani ďalších sociodemografických či profesijných charakteristík sa neuplatňovali. Odkaz na elektronický dotazník bol distribuovaný prostredníctvom sociálnych sietí a online profesijných komunít. Keďže nebol vytvorený výberový rámec a nevedoval sa počet oslovených osôb, nebolo možné určiť mieru návratnosti ani pravdepodobnosť zaradenia jednotlivých respondentov do súboru. Tento spôsob náboru zvyšuje riziko samovýberového skreslenia, keďže účasť mohla súvisieť so záujmom o skúmanú problematiku, mierou profesijnej angažovanosti alebo intenzitou využívania online prostredia. Výsledky preto nemožno interpretovať ako reprezentatívne populačné odhady názorov učiteľov na Slovensku. Inferenčné porovnania medzi profesijnými skupinami majú exploratívny charakter a ich interpretácia je obmedzená najmä z hľadiska externej validity a možného neznámeho zhľukovania respondentov v rámci jednotlivých škôl.

Výskumný nástroj a zber dát

Údaje sa získavali dotazníkom vlastnej konštrukcie určeným učiteľom materských škôl a 1. stupňa základných škôl. Tvorilo ho 27 očíslovaných položiek a záverečný priestor na dopĺňujúce vyjadrenie. Prvých šesť položiek sa týkalo sociodemografických a profesijných charakteristík. Položky 7–15 zisťovali učiteľmi vnímanú úroveň a vybrané dimenzie školskej pripravenosti. Položky 16–18 sa venovali používaným stratégiám, intervenciám a spolupráci s odborníkmi a položky 19–22 vnímaným trendom, výzvam a determinantom. Položky 23–25 boli zamerané na formy spolupráce rodiny a školy, návrhy zmien v predprimárnom vzdelávaní a opatrenia na uľahčenie prechodu do 1. ročníka. Posledné dve položky sa týkali účasti učiteľov na ďalšom vzdelávaní a ich záujmu o webináre zamerané na školskú pripravenosť. Vyplnenie dotazníka trvalo približne 10–15 minút.

Väčšina otázok bola uzavretá a umožňovala jednu odpoveď. Pri položkách 8, 10, 16 a 23 mohli respondenti označiť viac možností. Viaceré otázky obsahovali aj možnosť „iné – prosím doplniť“. Na konci dotazníka bol priestor na vlastné vyjadrenie. Pri položke 22 si respondenti vyberali zo štyroch stupňov súhlasu alebo nesúhlasu a z možnosti „neviem sa vyjadriť“.

Pre analytické spracovanie boli z celkového počtu 27 položiek dotazníka vybrané položky 16, 23, 24 a 25 na základe ich priamej obsahovej väzby na výskumné otázky zamerané na podporu školskej pripravenosti, spoluprácu rodiny a školy a profesijné rozdiely v návrhoch opatrení súvisiacich s prechodom dieťaťa do primárneho vzdelávania. Výber týchto položiek nebol súčasťou vopred preregistrovaného analytického protokolu, preto sa následné inferenčné analýzy interpretujú ako exploratívne, nie konfirmatórne; toto metodologické vymedzenie zohľadňuje potenciálnu analytickú flexibilitu spojenú s výberom podmnožiny

položiek z rozsiahlejšieho dotazníka a s tým súvisiace riziko selektívneho reportovania. Položky 16 a 23 boli analyzované primárne deskriptívne, zatiaľ čo položky 24 a 25 tvorili základ exploratívnych porovnaní medzi učiteľmi materských škôl a učiteľmi 1. stupňa základných škôl. Položka 16 zisťovala metódy a programy využívané na podporu školskej pripravenosti a umožňovala viacnásobný výber z možností predprimárne vzdelávanie a prípravné triedy, spolupráca s rodičmi, individuálne vzdelávacie plány, hry a aktivity na rozvoj kognitívnych schopností, sociálne a emocionálne vzdelávanie a kategória „iné“. Položka 23 bola zameraná na formy spolupráce rodiny a školy, ktoré respondenti považovali za najefektívnejšie, a zahŕňala pravidelné stretnutia rodičov a učiteľov, aktívnu komunikáciu, spoločné vzdelávacie aktivity, domáce vzdelávacie materiály, školské konzultácie a poradenstvo, možnosť „neviem sa vyjadriť“ a kategóriu „iné“. Položka 24 sa týkala návrhov na zmeny v predprimárnom vzdelávaní a odpovede zahŕňali viac interaktívnych a praktických aktivít, väčší dôraz na sociálno-emocionálne vzdelávanie, zlepšenie spolupráce medzi školami a rodičmi, možnosť „neviem sa vyjadriť“ a kategóriu „iné“, zatiaľ čo položka 25 zisťovala návrhy krokov na podporu prechodu do prvého ročníka, konkrétne zavedenie intervenčných programov, podporu a poradenstvo pre rodičov, zvýšenie počtu špecialistov, možnosť „neviem sa vyjadriť“ a kategóriu „iné“. Analyzované položky predstavovali samostatné kategoriálne ukazovatele a nevytvárali spoločnú psychometrickú škálu, preto sa nevypočítavalo súhrnné skóre ani Cronbachovo alfa, ktoré by vzhľadom na obsahovú heterogenitu a prevažne nominálny charakter položiek nepredstavovalo adekvátny ukazovateľ vnútornej konzistencie. Keďže výskumný dizajn nezahŕňal opakované meranie tých istých respondentov, nebolo možné empiricky posúdiť test-retest reliabilitu jednotlivých položiek. Pred hlavným zberom dát prešiel dotazník neformálnym expertným posúdením zameraným na obsahovú primeranosť a zrozumiteľnosť položiek, avšak obsahová validita nebola kvantifikovaná pomocou štandardizovaných expertných indexov. Ostatné položky dotazníka neboli predmetom inferenčných analýz prezentovaných v tejto štúdii a vzhľadom na absenciu preregistrácie sa štatistická významnosť interpretuje spoločne s veľkosťou asociácií, intervalmi spoľahlivosti a korekciou na viacnásobné testovanie; výsledky skupinových porovnaní preto vyžadujú opatrnú interpretáciu a nezávislú replikáciu.

Spracovanie a analýza dát

Výsledky sa spracovali pomocou absolútnych a relatívnych početností. Pri položkách 16 a 23 sa percentá počítali z celkového počtu respondentov ($N = 202$). Keďže išlo o viacnásobný výber, ich súčet mohol presiahnuť 100 %. Položky 24 a 25 boli jednovýberové a mali nominálny charakter. Pri analyzovaných položkách 24 a 25 súčet kategórií zodpovedal $N = 202$. Pre deskriptívne podiely sa doplnili 95 % Wilsonove intervaly spoľahlivosti. Dve omnibusové skupinové porovnania tvorili jednu rodinu testov; Holmova korekcia exaktných p -hodnôt viedla k upraveným hodnotám $p = 0,010$ pre položku 24 a $p = 0,155$ pre položku 25. Kategóriové post-hoc porovnania sa vykonali iba po významnom omnibusovom teste a korigovali Holmovou metódou. V dátach k položke 24 boli pri troch respondentoch zaznamenané súčasne kódy 4, 3 a 2, hoci položka bola koncipovaná ako jednovýberová. V primárnej analýze boli tieto tri nejednoznačné odpovede zaradené do kategórie 4 podľa prvého uvedeného kódu, pričom toto rozhodnutie vychádzalo z pracovného predpokladu, že poradie exportovaných kódov zodpovedalo poradiu zaznamenania odpovedí. Keďže správnosť tohto predpokladu nebolo možné spätne jednoznačne overiť, bola vykonaná citlivostná analýza zahŕňajúca všetky alternatívne priradenia troch nejednoznačných prípadov do zaznamenaných kategórií 2 a 3, ktoré boli zlučiteľné s dostupnou agregovanou tabuľkou. V jednotlivých variantoch sa Fisherova–Freemanova–Haltonova exaktná p -hodnota pohybovala približne v rozpätí 0,0025 až 0,0166 a Cramérovo V približne od 0,241 do 0,277. Rozhodnutie o rekódovaní teda nemenilo dichotomický záver o štatistickej významnosti pri $\alpha = 0,05$, ovplyvňovalo však bodový odhad veľkosti asociácie a silu štatistického dôkazu. Primárna rekonštrukcia frekvenčnej tabuľky viedla k výsledku $\chi^2(4, N = 202) = 13,081$, $p = 0,0109$, Cramérovo $V = 0,254$ a Fisherov–Freemanov–Haltonov exaktný test $k p = 0,0051$. Číselné kódy predstavovali výlučne nominálne označenia kategórií, preto sa s nimi nezaobchádzalo ako s kvantitatívnou premennou a nepočítali sa ich priemery ani iné metrické charakteristiky. Odpovede učiteľov materských škôl a učiteľov 1. stupňa základných škôl boli analyzované pomocou kontingenčných tabuliek $2 \times k$. Pearsonov χ^2 test nezávislosti bol použitý ako asymptotický omnibusový test a Cramérovo V ako deskriptívny ukazovateľ sily asociácie. Keďže v oboch analyzovaných tabuľkách mali 3 z 10 buniek očakávanú početnosť nižšiu ako 5 a pri položke 25 bola jedna očakávaná početnosť nižšia ako 1, boli podmienky asymptotickej aproximácie čiastočne porušené. Z tohto dôvodu bol pri inferenčnom rozhodovaní uprednostnený Fisherov–Freemanov–Haltonov exaktný test pre tabuľky $2 \times k$. Hladina štatistickej významnosti bola stanovená na $\alpha = 0,05$, pričom inferenčné výsledky boli interpretované spolu s veľkosťou asociácie, intervalmi spoľahlivosti a korekciou na viacnásobné testovanie. Dátová tabuľka a grafické výstupy boli pripravené v programe Microsoft Excel, zatiaľ čo Pearsonov χ^2 test, Fisherov–Freemanov–Haltonov exaktný test a Cramérovo V boli vypočítané v programe STATISTICA 13 (TIBCO Software Inc.). Pravidlá čistenia a rekódovania nejednoznačných odpovedí boli zaznamenané tak, aby bol postup

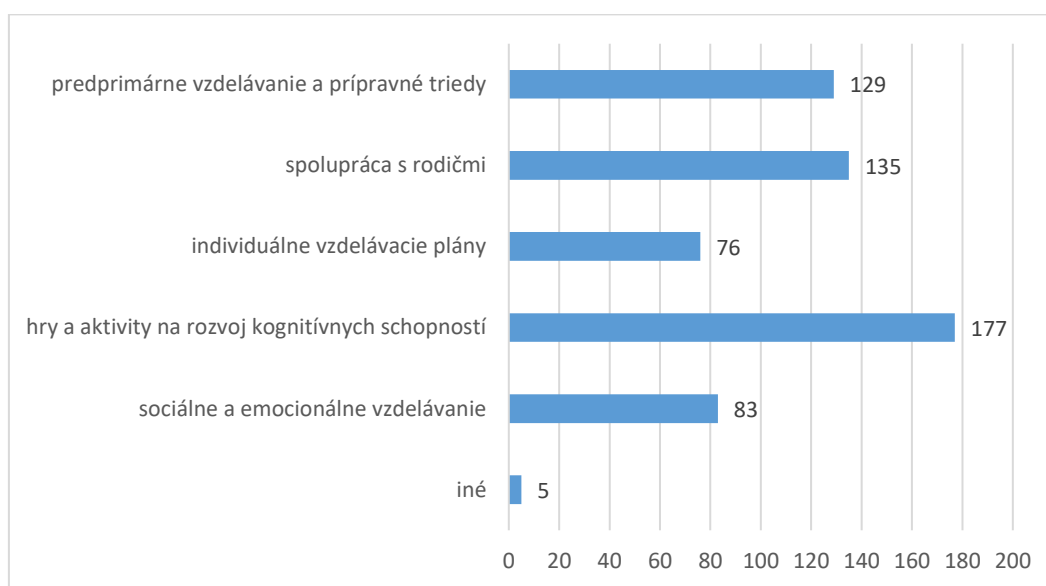
analyticky auditovateľný a reprodukovateľný. Kontrolná citlivostná analýza alternatívneho zaradenia troch nejednoznačných odpovedí do zaznamenaných kategórií 2 alebo 3 pri všetkých rozdeleniach zlučiteľných s agregovanou tabuľkou viedla k Fisherovým–Freemanovým–Haltonovým p-hodnotám v rozpätí 0,0025 až 0,0166. Záver o štatistickej významnosti sa nezmenil, menila sa však sila dôkazu; primárne pravidlo rekódovania preto zostáva dôležitou súčasťou interpretácie.

Etika výskumu

Účasť bola dobrovoľná a odpovede sa spracovali anonymne. Respondenti boli v úvode dotazníka informovaní o akademickom využití údajov. Keďže išlo o anonymné dotazníkové zisťovanie medzi dospelými, pri tomto type výskumu sa formálne schválenie etickou komisiou nevyžadovalo.

VÝSLEDKY VÝSKUMU

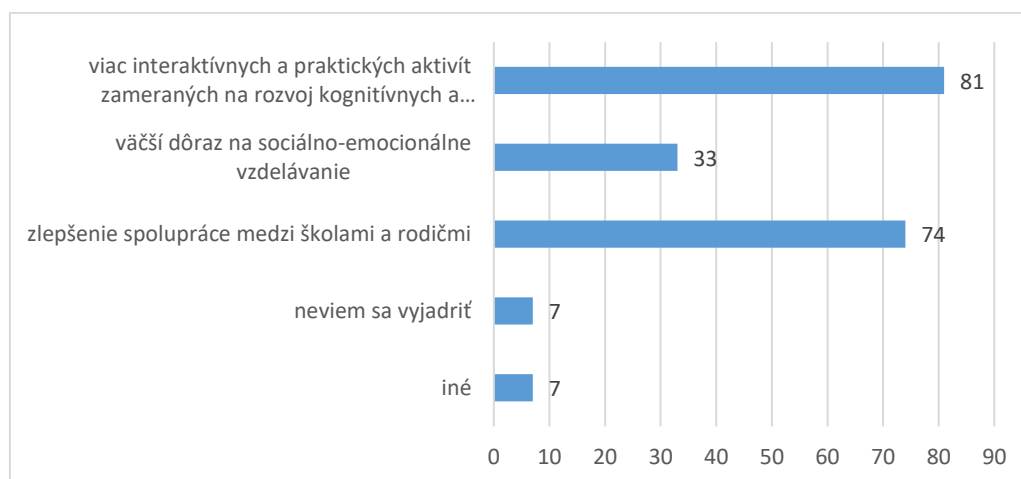
Pri položke 16 mohli respondenti označiť viacero používaných stratégií alebo programov. Súčet odpovedí je preto vyšší ako počet respondentov (obrázok 1).



Obrázok 1 Stratégie na podporu školskej pripravenosti uvádzané učiteľmi (N = 202, možnosť viacnásobnej odpovede)

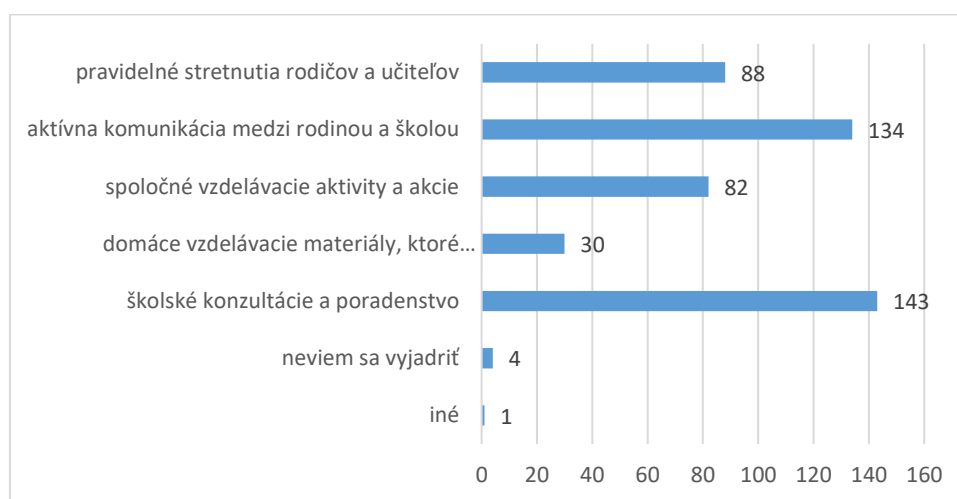
Pri položke 16 mohli respondenti označiť viacero stratégií alebo programov využívaných na podporu školskej pripravenosti, preto jednotlivé percentuálne podiely predstavujú marginálne podiely respondentov, ktorí označili danú možnosť, a ich súčet mohol presiahnuť 100 %. Najviac respondentov uviedlo hry a aktivity na rozvoj kognitívnych schopností ($n = 177$; 87,6 %; 95 % Wilsonov IS 82,4–91,5), nasledovala spolupráca s rodičmi ($n = 135$; 66,8 %; 95 % IS 60,1–73,0) a predprimárne vzdelávanie a prípravné triedy ($n = 129$; 63,9 %; 95 % IS 57,0–70,2). Uvedené intervaly spoľahlivosti vyjadrujú neistotu marginálnych deskriptívnych podielov v analyzovanom súbore a nemožno ich interpretovať ako intervalové odhady účinnosti jednotlivých stratégií ani ako populačné prevalenčné odhady vzhľadom na nepravdepodobnostný spôsob výberu respondentov. Keďže išlo o viacnásobnú odpoveď, jednotlivé voľby neboli štatisticky nezávislé: ten istý respondent mohol súčasne označiť viacero možností, a preto rozdiely medzi uvedenými percentami neboli inferenčne testované na základe vzájomného prekryvania intervalov spoľahlivosti ani prostredníctvom testov určených pre nezávislé podiely. Takéto porovnanie by si vyžadovalo analýzu párovaných binárnych indikátorov na úrovni jednotlivých respondentov, napríklad Cochranovým Q testom pri globálnom porovnaní viacerých možností a následnými McNemarovými testami s korekciou na viacnásobné porovnanie. V tejto štúdii bola položka 16 analyzovaná deskriptívne, preto sa výsledky interpretujú výlučne ako poradie deklarovaných stratégií a nie ako dôkaz, že niektorá stratégia bola využívaná alebo považovaná za účinnejšiu v štatisticky významne väčšej miere. Zároveň ide o sebaopisné údaje zachytávajúce deklarované využívanie stratégií, nie ich objektívne pozorovanú frekvenciu, intenzitu alebo efektívnosť v pedagogickej praxi.

V položke 24 učitelia navrhovali zmeny v predprimárnom vzdelávaní, ktoré by podľa nich mohli podporiť školskú pripravenosť detí (obrázok 2).



Obrázok 2 Zmeny v predprimárnom vzdelávaní navrhované učiteľmi na podporu školskej pripravenosti detí (N = 202)

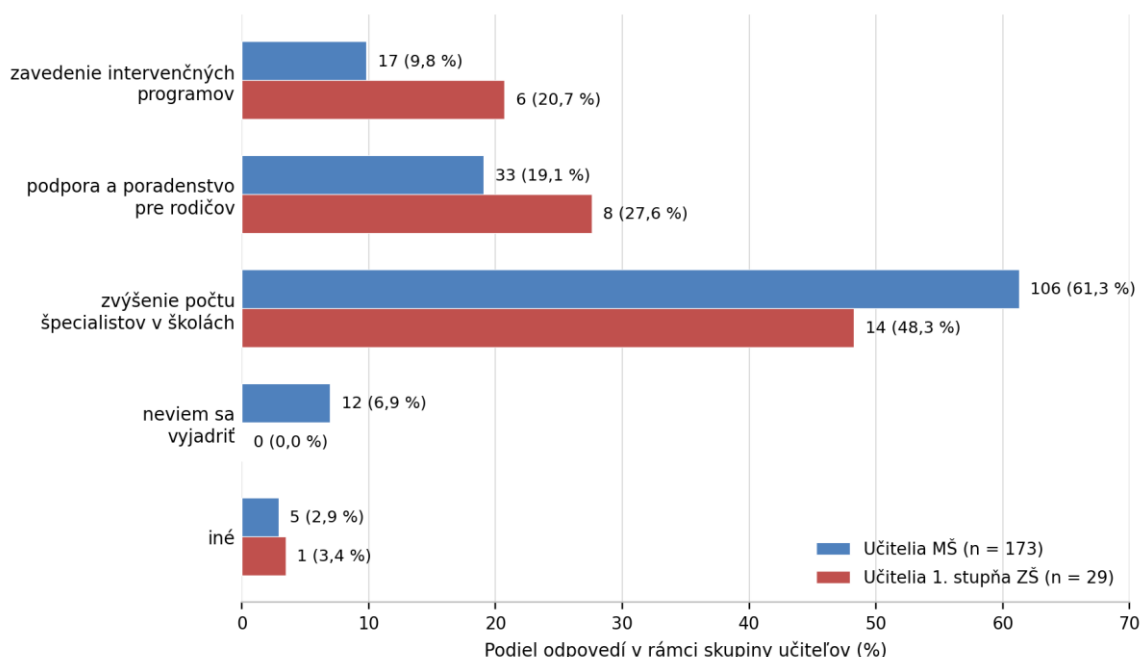
Najčastejšie vyberali viac interaktívnych a praktických aktivít zameraných na kognitívne a motorické zručnosti (n = 81, 40,1 %) a zlepšenie spolupráce medzi školou a rodičmi (n = 74, 36,6 %). Väčší dôraz na sociálno-emocionálne vzdelávanie označilo 33 respondentov (16,3 %). Položka 23 zisťovala, ktoré formy spolupráce rodiny a školy považujú učitelia za najefektívnejšie. Respondenti mohli vybrať viac možností (obrázok 3).



Obrázok 3 Formy spolupráce rodiny a školy, ktoré učitelia považujú za najefektívnejšie pri podpore školskej pripravenosti detí (N = 202, možnosť viacnásobnej odpovede)

Pri položke 23 mohli respondenti označiť viacero foriem spolupráce rodiny a školy, ktoré považovali za efektívne pri podpore školskej pripravenosti, preto jednotlivé percentuálne podiely predstavujú marginálne podiely respondentov označujúcich konkrétnu možnosť a ich súčet mohol presiahnuť 100 %. Najčastejšie boli uvádzané školské konzultácie a poradenstvo (n = 143; 70,8 %; 95 % Wilsonov IS 64,2–76,6) a aktívna komunikácia medzi rodinou a školou (n = 134; 66,3 %; 95 % IS 59,6–72,5), nasledovali pravidelné stretnutia rodičov a učiteľov (n = 88; 43,6 %; 95 % IS 36,9–50,5) a spoločné vzdelávacie aktivity a podujatia (n = 82; 40,6 %; 95 % IS 34,1–47,5). Odpoveď „neviem sa vyjadriť“ zvolili 4 respondenti (2,0 %; približný 95 % Wilsonov IS 0,8–5,0) a možnosť „iné“ 1 respondent (0,5 %), pričom vzhľadom na veľmi nízku početnosť sa tieto kategórie detailnejšie neinterpretovali. Uvedené intervaly spoľahlivosti vyjadrujú neistotu marginálnych deskriptívnych podielov v analyzovanom súbore a nemožno ich interpretovať ako odhad empirickej účinnosti jednotlivých foriem spolupráce ani ako reprezentatívny populačný odhad. Keďže išlo o viacnásobnú odpoveď, jednotlivé voľby neboli štatisticky nezávislé a ten istý respondent mohol označiť viacero možností súčasne. Z tohto dôvodu nemožno z prekryvu

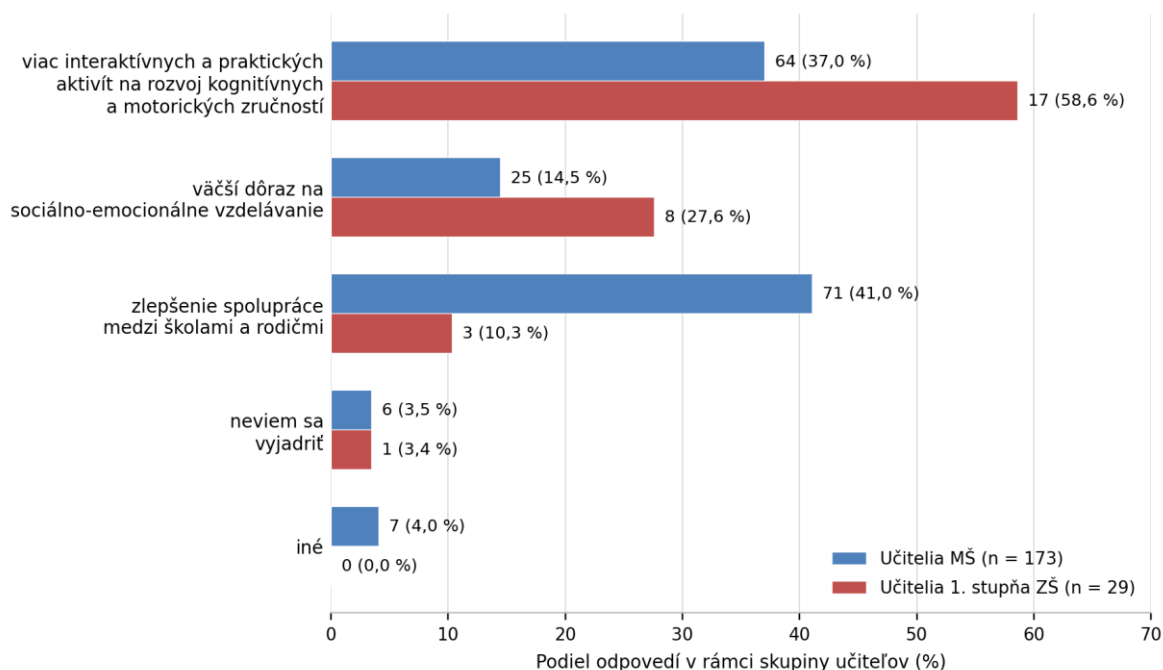
alebo neprekryvu Wilsonových intervalov usudzovať na štatistickú významnosť rozdielov medzi jednotlivými formami spolupráce. Napríklad rozdiel 4,5 percentuálneho bodu medzi školskými konzultáciami a aktívnou komunikáciou nemožno interpretovať ako štatisticky významný bez znalosti párovanej 2×2 tabuľky zachytávajúcej, koľkí respondenti označili obe možnosti, iba jednu z nich alebo ani jednu. Takéto porovnanie by si vyžadovalo McNemarov test pre párované binárne odpovede, prípadne pri súčasnom porovnávaní viacerých možností Cochranov Q test a následné párové testy s korekciou na viacnásobné porovnanie. V tejto štúdii bola preto položka 23 analyzovaná deskriptívne a výsledky sa interpretujú výlučne ako preferencie a hodnotenia učiteľov, nie ako dôkaz, že niektorá forma spolupráce bola objektívne účinnejšia než iná.



Obrázok 4 Návrhy krokov na podporu prechodu detí z materskej školy do 1. ročníka podľa pracovnej pozície učiteľov (N = 202, percentá v rámci skupiny)

Pri položke 25 učitelia materských škôl najčastejšie volili zvýšenie počtu špecialistov v školách (106/173; 61,3 %), podporu a poradenstvo pre rodičov (33/173; 19,1 %) a zavedenie intervenčných programov (17/173; 9,8 %). Učitelia 1. stupňa základných škôl uvádzali najčastejšie rovnaké tri možnosti, pričom zvýšenie počtu špecialistov označilo 14 z 29 respondentov (48,3 %), podporu a poradenstvo pre rodičov 8 z 29 (27,6 %) a intervenčné programy 6 z 29 (20,7 %). Omnibusové porovnanie rozdelenia odpovedí medzi profesijnými skupinami nevedlo k štatisticky významnému výsledku, $\chi^2(4, N = 202) = 6,20$, $p = 0,184$, Cramérovo $V = 0,175$. Vzhľadom na nízke očakávané početnosti v niektorých bunkách kontingenčnej tabuľky bol pri inferenčnej interpretácii uprednostnený Fisherov–Freemanov–Haltonov exaktný test, ktorý takisto neposkytol dostatočný dôkaz o asociácii medzi pracovnou pozíciou a odpoveďou na položku 25 ($p = 0,155$). Nevýznamný výsledok sa však neinterpretuje ako dôkaz zhody alebo ekvivalencie profesijných skupín. Bodové rozdiely podielov totiž zostávajú sprevádzané značnou neistotou, najmä vzhľadom na malý počet učiteľov 1. stupňa ZŠ ($n = 29$). Pri voľbe zvýšenia počtu špecialistov bol rozdiel medzi skupinami 13,0 percentuálneho bodu v prospech učiteľov MŠ, pričom 95 % interval spoľahlivosti rozdielu približne od $-5,8$ do $+31,3$ percentuálneho bodu zahŕňa tak možnosť mierne vyššieho podielu v skupine učiteľov ZŠ, ako aj potenciálne substantívne vyššieho podielu v skupine učiteľov MŠ. Pri intervenčných programoch predstavoval rozdiel podielov $-10,9$ percentuálneho bodu, s približným 95 % intervalom spoľahlivosti od $-28,9$ do $+1,2$ percentuálneho bodu, čo rovnako poukazuje na obmedzenú presnosť odhadu. Štúdia teda nepreukázala štatistickú asociáciu medzi profesijnou skupinou a distribúciou odpovedí na položku 25, avšak široké intervaly nevyklúčujú prakticky relevantné rozdiely medzi skupinami. Ekvivalencia

profesijných skupín nebola osobitne testovaná a jej preukázanie by si vyžadovalo vopred definovanú ekvivalenčnú hranicu a adekvátny ekvivalenčný test.



Obrázok 5 Návrhy zmien v predprimárnom vzdelávaní podľa pracovnej pozície učiteľov (N = 202, percentá v rámci skupiny)

Rozdelenie odpovedí sa medzi učiteľmi MŠ a učiteľmi 1. stupňa ZŠ štatisticky významne líšilo, $\chi^2(4, N = 202) = 13,08$, $p = 0,011$, Cramérovo $V = 0,254$. Vzhľadom na nízke očakávané početnosti bol pri interpretácii rozhodujúci Fisherov–Freemanov–Haltonov exaktný test, ktorý takisto preukázal významný rozdiel ($p = 0,005$). Učitelia 1. stupňa ZŠ najčastejšie volili viac interaktívnych a praktických aktivít zameraných na kognitívne a motorické zručnosti ($n = 17$, 58,6 %). Väčší dôraz na sociálno-emocionálne vzdelávanie označilo 8 respondentov (27,6 %). Učitelia MŠ uprednostňovali zlepšenie spolupráce medzi školami a rodičmi ($n = 71$, 41,0 %) a interaktívne a praktické aktivity ($n = 64$, 37,0 %). Cramérovo $V = 0,254$ zodpovedá slabšej až stredne silnej asociácii. Pri interpretácii treba zohľadniť výrazne rozdielnu veľkosť porovnávaných skupín. Po významnom omnibusovom teste sa každá kategória porovnala s ostatnými kategóriami pomocou 2×2 Fisherovho exaktného testu a Holmova korekcia sa použila na päť porovnaní. Po korekcii zostal významný iba vyšší podiel voľby zlepšenia spolupráce medzi školami a rodičmi u učiteľov MŠ (71/173) oproti učiteľom 1. stupňa ZŠ (3/29), $\text{padj} = 0,007$; podmienený OR = 5,99, exaktný 95 % IS 1,73–32,10. Pri ostatných kategóriách bolo $\text{padj} \geq 0,158$. Široký interval spoľahlivosti poukazuje na značnú neistotu odhadu.

DISKUSIA

Výsledky naznačujú, že učitelia nevnímajú školskú pripravenosť iba cez schopnosti dieťaťa. Popri aktivitách zameraných na kognitívny rozvoj výrazne akcentovali aj spoluprácu s rodičmi. Takéto chápanie zodpovedá ekologickému pohľadu na pripravenosť, ktorý prepája charakteristiky dieťaťa so vzťahmi a prostredím, v ktorom prebieha jeho prechod do školy. Tento prístup vychádza z práce Rimm-Kaufman a Pianta (2000) a podporujú ho aj zistenia Jose et al. (2022) a Jun et al. (2025). Preferencia konzultácií, poradenstva a aktívnej komunikácie poukazuje na význam pravidelnej a zrozumiteľnej výmeny informácií medzi školou a rodinou. Podobný význam dostupnosti učiteľa, informovanosti rodičov a oboznámenia rodín so školským prostredím uvádzajú Tobin et al. (2022) aj Morawska et al. (2026). Naše výsledky však zachytávajú hodnotenie učiteľov a neumožňujú určiť, ktorá forma spolupráce má najväčší účinok. Metaanalýzy Boonk et al. (2018) a Barger et al. (2019) navyše ukazujú, že prínos rodičovského zapojenia závisí od jeho obsahu, kvality a kontextu.

Rozdiel medzi profesijnými skupinami sa prejavil pri návrhoch zmien v predprimárnom vzdelávaní. Učitelia 1. stupňa ZŠ kladli väčší dôraz na interaktívne činnosti a sociálno-emocionálne vzdelávanie, zatiaľ čo učitelia MŠ častejšie uvádzali spoluprácu s rodičmi. Tento rozdiel môže súvisieť s odlišnou profesijnou skúsenosťou oboch

skupín. Učitelia ZŠ sa stretávajú s požiadavkami prvého ročníka a s adaptačnými ťažkosťami po nástupe do školy, kým spolupráca s rodičmi je prirodzenou súčasťou každodennej práce učiteľov MŠ. Pri návrhoch krokov na podporu samotného prechodu sa skupiny štatisticky významne nelíšili a v oboch prevládala požiadavka na vyšší počet špecialistov v školách. Uvedené vysvetlenie má charakter hypotézy, nie empiricky overeného mechanizmu. Porovnanie je neupravené a pozorovaná asociácia môže súvisieť aj s rozdielmi vo veku, dĺžke pedagogickej praxe, vzdelaní, lokalite školy alebo s prípadným zhlukovaním učiteľov v rámci škôl. Z praktického hľadiska výsledky podporujú užšiu spoluprácu materských a základných škôl pri príprave prechodu dieťaťa. Školy môžu vopred informovať rodičov, umožniť deťom a rodinám spoznať nové prostredie, organizovať spoločné aktivity a podľa potreby zapojiť odborníkov. Takýto prístup rozdeľuje zodpovednosť medzi školu, rodinu a ďalších aktérov namiesto toho, aby sa očakávalo iba prispôbenie dieťaťa, čo zdôrazňujú aj Visković a Višnjić-Jevtić (2020). Účinnosť jednotlivých opatrení by však bolo potrebné overiť výskumom, ktorý zahŕňa aj rodičov a deti, pozorovanie praxe a ukazovatele adaptácie po nástupe do školy.

Limity výskumu

Limity štúdie súvisia najmä s výberom respondentov a použitým nástrojom. Príležitostný nábor cez sociálne siete zvyšuje riziko samovýberu a neumožňuje zovšeobecniť výsledky na populáciu učiteľov. Porovnávané skupiny boli výrazne nerovnomerné a súbor bol takmer výlučne ženský. Dotazník nezisťoval kraj ani región, preto nemožno posúdiť geografické rozloženie respondentov. Sebaopisné odpovede mohli byť ovplyvnené pamäťovým skreslením alebo sociálnou žiaducnosťou. Ďalším obmedzením je, že dotazník vlastnej konštrukcie neprešiel formálnou psychometrickou validizáciou. Pri položke 24 bolo potrebné pri troch odpovediach rozhodnúť o ich kategorizácii podľa prvého uvedeného kódu, čo mohlo mierne ovplyvniť rozdelenie odpovedí. Výsledky porovnania profesijných skupín treba interpretovať opatrne aj vzhľadom na nízke očakávané počtosti v niektorých bunkách kontingenčných tabuliek. Tento problém sa zohľadnil použitím exaktného testu. Prierezový dizajn a absencia údajov od detí a rodičov neumožňujú posudzovať kauzalitu, skutočnú úroveň školskej pripravenosti ani účinnosť navrhovaných opatrení. Ďalší výskum by mal využiť validovaný nástroj, vyváženejší výber respondentov, viac zdrojov údajov a podľa možnosti longitudinálne sledovanie prechodu do školy. Navyše nebolo možné posúdiť prípadné zhlukovanie odpovedí v rámci škôl ani ekvivalenciu procesu odpovedania medzi učiteľmi MŠ a 1. stupňa ZŠ. Výber analyzovaných položiek bez vopred registrovaného analytického protokolu zvyšuje riziko selektívneho reportovania. Viacnásobné inferenčné a následné kategóriové porovnania vyžadujú kontrolu chybovosti a nevýznamný výsledok pri položke 25 nemožno interpretovať ako ekvivalenciu skupín. Široké intervaly odhadov v malej skupine učiteľov ZŠ ďalej obmedzujú presnosť záverov.

ZÁVER

Výskum ukázal, že učitelia spájajú podporu školskej pripravenosti predovšetkým s aktivitami rozvíjajúcimi kognitívne schopnosti a so spoluprácou s rodičmi, pričom školskú pripravenosť nevnímajú iba ako súbor individuálnych charakteristík dieťaťa, ale aj ako výsledok interakcie medzi dieťaťom, rodinou a školským prostredím. V oblasti spolupráce rodiny a školy respondenti najčastejšie označovali školské konzultácie, poradenstvo a aktívnu komunikáciu, čo poukazuje na význam pravidelnej, dostupnej a obsahovo zrozumiteľnej výmeny informácií medzi pedagogickými pracovníkmi a rodičmi. Výsledky zároveň naznačujú, že pri podpore prechodu dieťaťa do základnej školy učitelia pripisujú význam nielen priamym pedagogickým intervenciám, ale aj širším organizačným a vzťahovým podmienkam, najmä dostupnosti odbornej podpory a kontinuite medzi materskou a základnou školou. Pri položke 24 sa zistila štatistická asociácia medzi pracovnou pozíciou a rozdelením odpovedí týkajúcich sa navrhovaných zmien v predprimárnom vzdelávaní. Exploratórna post-hoc analýza naznačila, že k tejto asociácii najvýraznejšie prispieval rozdiel vo voľbe zlepšenia spolupráce medzi školami a rodičmi, ktorú častejšie uvádzali učitelia materských škôl. Tento výsledok však nemožno interpretovať ako všeobecný rozdiel medzi profesijnými skupinami vo všetkých sledovaných kategóriách ani ako dôkaz kauzálneho vplyvu pracovnej pozície na preferované opatrenia. Pri položke 25 sa štatisticky významná asociácia medzi profesijnou skupinou a navrhovanými krokmi na podporu prechodu do 1. ročníka základnej školy nezistila. Tento výsledok však nepredstavuje dôkaz ekvivalencie oboch profesijných skupín, keďže presnosť skupinových odhadov bola obmedzená najmä nízkym počtom učiteľov 1. stupňa ZŠ a širokou neistotou pri niektorých kategóriálnych porovnaníach. Zistenia štúdie preto treba interpretovať primárne ako deskriptívny a exploratívny obraz názorov konkrétného výskumného súboru. Neodrážajú objektívne meranú úroveň školskej pripravenosti detí ani empiricky overenú účinnosť jednotlivých stratégií, opatrení alebo foriem spolupráce. Vzhľadom na príležitostný samovýber respondentov, nepravdepodobnostný charakter výberu, výrazne nerovnomerné zastúpenie profesijných skupín a absenciu preregistrovaného analytického protokolu nie je možné výsledky zovšeobecňovať na populáciu učiteľov na Slovensku ani z nich vyvodzovať kauzálne závery. Napriek týmto

obmedzeniam výsledky poukazujú na praktický význam systematickej komunikácie s rodinou, medziinštitucionálnej kontinuity a dostupnej odbornej podpory pri prechode dieťaťa z materskej školy do primárneho vzdelávania. Budúci výskum by mal overiť tieto zistenia na reprezentatívnejšom a vyváženejšom súbore, s využitím validovaného nástroja, viacerých zdrojov údajov a podľa možnosti longitudinálneho dizajnu sledujúceho samotný priebeh adaptácie dieťaťa po nástupe do školy.

Zdroje

- [1] Barger, M. M., Kim, E. M., Kuncel, N. R., & Pomerantz, E. M. (2019). The relation between parents' involvement in children's schooling and children's adjustment: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 145(9), 855–890. <https://doi.org/10.1037/bul0000201>
- [2] Boonk, L., Gijssels, H. J. M., Ritzen, H., & Brand-Gruwel, S. (2018). A review of the relationship between parental involvement indicators and academic achievement. *Educational Research Review*, 24, 10–30. <https://doi.org/10.1016/j.edurev.2018.02.001>
- [3] Jose, K., Banks, S., Hansen, E., Jones, R., Zubrick, S. R., Stafford, J., & Taylor, C. L. (2022). Parental perspectives on children's school readiness: An ethnographic study. *Early Childhood Education Journal*, 50, 21–31. <https://doi.org/10.1007/s10643-020-01130-9>
- [4] Jun, J., Meissel, K., Cooper, M., & Rudd, G. (2025). A systematic review: Parental perspective on school readiness during the pre- and post-transition periods. *International Journal of Educational Research Open*, 9, 100486. <https://doi.org/10.1016/j.ijedro.2025.100486>
- [5] Kropáčková, J. (2008). *Budeme mít prvňáčka: Pro rodiče dětí od 5 let* (1. vyd.). Portál.
- [6] Majerčíková, J. (2011). Rodina a jej dôvera k škole. *Pedagogika.sk*, 2(1), 9–27. <https://www.casopispedagogika.sk/rocnik-2/cislo-1/Majercikova.pdf>
- [7] Margetts, K. (2004). Identifying and supporting behaviours associated with co-operation, assertion and self-control in young children starting school. *European Early Childhood Education Research Journal*, 12(2), 75–85. <https://doi.org/10.1080/13502930485209441>
- [8] Matějček, Z. (2005). *Prvních 6 let ve vývoji a výchově dítěte* (1. vyd.). Grada.
- [9] Mendelová, E., & Gužíková, L. (2023). Spolupráca rodiny a školy z pohľadu učiteľov primárneho stupňa vzdelávania. In M. Knytl & A. Marešová (Eds.), *Socialia: Sociálne pedagogická analýza súčasnej rodiny* (pp. 257–273). Gaudeamus.
- [10] Miňová, M. (2017). *Kooperácia materskej školy s rôznymi inštitúciami*. Rokus.
- [11] Morawska, A., Mitchell, A. E., Etel, E., Armstrong, R., McAuliffe, T., Ma, T., McBryde, C., & Johnston, L. M. (2026). A systematic review of parents' experiences during their child's transition to school. *Early Childhood Education Journal*, 54, 1–12. <https://doi.org/10.1007/s10643-024-01780-z>
- [12] Pianta, R. C., & Kraft-Sayre, M. (2003). *Successful kindergarten transition: Your guide to connecting children, families, and schools*. Paul H. Brookes.
- [13] Rimm-Kaufman, S. E., & Pianta, R. C. (2000). An ecological perspective on the transition to kindergarten: A theoretical framework to guide empirical research. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 21(5), 491–511. [https://doi.org/10.1016/S0193-3973\(00\)00051-4](https://doi.org/10.1016/S0193-3973(00)00051-4)
- [14] Sandilos, L. E., & Rimm-Kaufman, S. E. (2025). School readiness and the transition to kindergarten: Developmental domains, systemic influences, and the role of context (2nd rev. ed.). Encyclopedia on Early Childhood Development. <https://www.child-encyclopedia.com/school-readiness/according-experts/school-readiness-and-transition-kindergarten-developmental>
- [15] Tobin, E., Sloan, S., Symonds, J., & Devine, D. (2022). Family–school connectivity during transition to primary school. *Educational Research*, 64(3), 277–294. <https://doi.org/10.1080/00131881.2022.2054451>
- [16] Visković, I., & Višnjić-Jevtić, A. (2020). Transition as a shared responsibility. *International Journal of Early Years Education*, 28(3), 262–276. <https://doi.org/10.1080/09669760.2020.1803048>
- [17] Wesley, P., & Buysse, V. (2003). Making meaning of school readiness in schools and communities. *Early Childhood Research Quarterly*, 18, 351–375. [https://doi.org/10.1016/S0885-2006\(03\)00044-9](https://doi.org/10.1016/S0885-2006(03)00044-9)