Vliv postojů učitelů na výsledky žáků*

JANA STRAKOVÁ, JAROSLAVA SIMONOVÁ, DAVID GREGER**

Pedagogická fakulta, Univerzita Karlova, Praha

The Impact of Teacher Attitudes on Student Achievement

Abstract: Educational effectiveness research has demonstrated the importance of teacher beliefs and attitudes for student learning. Beliefs strongly determine teachers' thoughts and actions and they ultimately influence student achievement, even though they may do so indirectly. In order to change people's practices and behaviours, it is necessary to first change their beliefs. Studies of beliefs and attitudes draw on a variety of concepts. This study explores the relationship between academic optimism and the mathematical achievement of Czech lower secondary students and follows up on previous studies that confirmed the relevance of this concept for the Czech education system. The data were collected as part of work on the Czech Longitudinal Study in Education (CLOSE) in October 2012 and May 2016. The database used in the analyses contains data from 124 basic schools and 39 grammar schools, and from 4798 students and 1469 teachers. Two-level structural equation modelling showed that there is a statistically significant link between the academic optimism of schools and students' mathematical achievement, even after controlling for prior achievement and socioeconomic status at both the student and the school level. This finding has important implications for pre-service and in-service teacher training and for education policy.

Keywords: teacher attitudes, academic optimism, mathematics achievement, multilevel structural equation modelling, lower secondary education

Sociologický časopis / Czech Sociological Review, 2018, Vol. 54, No. 5: 727–748

<https://doi.org/10.13060/00380288.2018.54.5.421>

* Text je výstupem řešení projektu GA ČR: Vztahy mezi dovednostmi, vzděláváním a výsledky na trhu práce: longitudinální studie (číslo P402/12/G130). Autoři velice děkují PhDr. Ing. Petru Soukupovi, Ph.D., z Fakulty sociálních věd Univerzity Karlovy za pomoc při práci s víceúrovňovými modely v softwaru MPlus a recenzentům za cenné připomínky.

** Veškerou korespondenci posílejte na adresu: doc. RNDr. Jana Straková, Ph.D., Ústav výzkumu a rozvoje vzdělávání, Pedagogická fakulta Univerzity Karlovy, Myslíkova 7, 110 00 Praha 1, e-mail: jana.strakova@pedf.cuni.cz.

Úvod

Výzkumy efektivity školního vzdělávání prokázaly, že výsledky žáků jsou do značné míry ovlivněny postoji a profesními přesvědčeními jejich učitelů. Profesní přesvědčení vypovídají o tom, co si učitelé myslí a jak přistupují k výuce, ke svým žákům, k jejich rodičům, jak jsou schopni a ochotni spolupracovat se svými kolegy a dalšími aktéry. Pokud tedy chceme změnit práci učitelů, musíme v první řadě pracovat s jejich postoji a přesvědčeními [např. Woolfolk Hoy, Hoy, Kurz 2008; Reynolds et al. 2015].

Kvalita práce učitelů se v poslední době dostala ve všech vyspělých zemích včetně České republiky do centra pozornosti pedagogického výzkumu a vzdělávací politiky zejména v souvislosti s měněními se požadavky, které klade na školu moderní společnost [např. Spilková, Janík 2016], a s obtížemi učitelů těmto požadavkům dostát. V ČR je v poslední době zejména v souvislosti s novelizací školského zákona navíc také diskutován potenciál běžných škol a učitelů v běžných školách vzdělávat heterogenní kolektivy žáků a poskytnout kvalitní péči rovněž žákům s rozmanitými typy znevýhodnění a postižení.

Tato práce zjišťuje, do jaké míry přispívají ke vzdělávacím výsledkům žáků postoje jejich učitelů. Postoje mohou být konceptualizovány mnoha různými způsoby. Pro tuto práci jsme zvolili koncept akademického optimismu. Dosavadní zahraniční výzkumy ukázaly, že akademický optimismus vysvětluje výsledky žáků v matematice a ve čtení i po zohlednění jejich socioekonomického zázemí [Hoy 2012]. Intenzivní hledání takových charakteristik, které zlepšují učení žáků bez ohledu na jejich rodinné zázemí, se rozvinulo zejména poté, co Colemanova zpráva poukázala na dominantní vliv rodinného zázemí na výsledky žáků [Coleman 1966]. Zpráva stimulovala snahu výzkumníků identifikovat a posílit školní faktory pozitivně ovlivňující učení a ukázat, že na školách záleží.

Zlepšovat situaci žáků se znevýhodněním je v zásadě možné dvěma způsoby: buď opatřeními zaměřenými specificky na znevýhodněné žáky, nebo opatřeními, která cílí na ty charakteristiky systému, které zlepšují situaci pro všechny žáky. Potenciální význam akademického optimismu pro české prostředí by mohl spočívat právě v tom, že péče o jeho zvyšování nemá afirmativní charakter, tedy není zaměřena specificky na znevýhodněné žáky a přináší užitek jim i žákům bez znevýhodnění. To považujeme za důležité vzhledem k negativnímu postoji veřejného mínění v ČR k inkluzivním opatřením, která mají afirmativní charakter. Taková opatření zároveň považujeme při zkvalitňování vzdělávacího systému principiálně za vhodnější právě kvůli jejich potenciálu zlepšit výsledky všech žáků, nejenom znevýhodněných, tedy zlepšovat vzdělávací systém jako celek.

V předkládané studii se snažíme odpovědět na otázku, do jaké míry souvisí akademický optimismus učitelů v ČR se vzdělávacími výsledky žáků při zohlednění jejich rodinného zázemí, předcházejících výsledků a složení třídy. Jsme přesvědčeni o tom, že lepší porozumění vzájemnému vztahu postojů učitelů a výsledků žáků napomůže tomu, aby utváření postojů byla v počátečním a dalším vzdělávání učitelů v budoucnosti věnována větší pozornost, než je tomu nyní.

Vycházíme z toho, že ze změny postojů mohou potenciálně mít užitek všichni žáci, přičemž u žáků, kteří nemají oporu v rodině, může být tento profit zcela zásadní.

Koncept akademického optimismu

Akademický optimismus je latentním konstruktem, který sestává ze třech složek. Ty jsou vzájemně propojeny navzdory své odlišné povaze. První složkou je vnímaná vlastní účinnost (*self-efficacy*), druhou víra učitele v žáky a jejich rodiče (*trust*) a třetí důraz na podnětné učební prostředí a kvalitní výsledky žáků (*academic emphasis*) [např. Hoy, Tarter, Woolfolk Hoy 2006; McGuigan, Hoy 2006; Woolfolk Hoy, Hoy, Kurz 2008].

Vnímaná účinnost je kognitivní charakteristikou a ukazuje, do jaké míry učitel věří tomu, že je schopen dosáhnout dobrých výsledků u všech žáků, tedy i u těch, kteří mají problémy nebo nemají dostatek motivace [Woolfolk Hoy, Hoy, Kurz 2008]. Vnímaná účinnost se také projevuje ve schopnosti přesvědčit žáky, že mohou mít dobré výsledky, a v dovednosti udržet ve třídě kázeň.

Druhá složka je považována za afektivní (tedy emoční) reakci a vyjadřuje ochotu učitele navazovat s žáky a jejich rodiči vztahy postavené na důvěře, otevřenosti a spolehlivosti. Ukazuje, do jaké míry učitel věří tomu, že se žáci chtějí a mohou učit a že ke škole a k jejím aktérům přistupují s elementární slušností a poctivě. Zároveň musí učitel důvěřovat tomu, že rodičům žáků záleží na dobrých výsledcích jejich dětí, že budou podporovat učitelovo úsilí a že se na ně v souvislosti s působením na žáky může spolehnout. Bylo prokázáno, že učitelé kladou vyšší nároky na žáky, kterým důvěřují a u kterých mají důvěru i ve spolupráci rodičů [ibid.].

Důraz na studijní výsledky v praxi znamená, že učitel žákům stanovuje náročné cíle (kterých jsou ale schopni dosáhnout) prostřednictvím předkládání náročného učiva a není ochoten z nich slevovat. Žákům poskytuje podporu, ale přitom trvá na svědomitě a pečlivé práci [ibid.].

Výše uvedené složky byly v pedagogickém výzkumu zkoumány samostatně [např. Bandura 1997; Gibson, Dembo 1984; Guskey, Passaro 1994]. Výhodou konceptu, ve kterém figurují společně a který nazýváme akademickým optimismem, je zdůraznění skutečnosti, že se vzájemně podporují a posilují, což přispívá k celkové kvalitě pedagogické práce. Když má učitel důvěru v žáky a jejich rodiče, je pro něj snazší klást na žáky vysoké nároky, protože věří, že se žáci budou snažit a rodiče je v jejich úsilí podpoří. Dobré výsledky žáků pak následně posilují učitelovo vnímání vlastní účinnosti [Hoy, Tarter, Woolfolk Hoy 2006]. Kombinace všech tří faktorů v jeden koncept je užitečná rovněž proto, že ukazuje, že je třeba pečovat o všechny tři aspekty zároveň. Tedy že nestačí se jednostranně zaměřit na podporu akademických výsledků, ale že je třeba zároveň posilovat důvěru mezi všemi aktéry i víru učitelů ve vlastní schopnosti a možnosti své práce. Izolovaný důraz pouze na jednu z výše uvedených oblastí by dokonce

mohl působit kontraproduktivně – pokud učitel klade důraz pouze na studijní výsledky, ale nevěří ve vlastní schopnost žáky ve studijním úsilí podpořit a zároveň nemá důvěru v to, že žáci mají dobrou vůli studijní problémy překonat, pak jeho úsilí nemusí být příliš efektivní, protože staví především na schopnostech žáka a jeho rodinném zázemí. Konstrukt zároveň poskytuje vodítko pro tvorbu opatření vzdělávací politiky, kde ukazuje, že mají být zaváděna taková opatření, která cílí na všechny tři aspekty.

Z konceptu akademického optimismu je zřejmé, že zdůrazňuje potenciál školy překonat znevýhodnění způsobená socioekonomickými faktory [Hoy, Tarter, Woolfolk Hoy 2006]. Jeho pozitivní dopad na výsledky žáků, bez ohledu na jejich rodinné zázemí, předchozí výsledky a další demografické charakteristiky byl prokázán v řadě vzdělávacích systémů. Při studiu vztahu akademického optimismu a výsledků vzdělávání bývá jako závislá proměnná vysvětlován výkon žáků v matematice nebo v mateřském jazyce – jedná se o dvě nejčastěji používané charakteristiky žákovského výkonu. Zaměření na tyto dvě oblasti vychází pravděpodobně z přesvědčení, že se jedná o základní obory prověřující znalosti žáků, které jsou zásadní pro fungování ve společnosti a další vzdělávání.

Část studií prokázala přímou souvislost akademického optimismu s výsledky žáků. Například ve studii Smithe a Hoye [2007] byly výsledky žáků čtvrtého ročníku v matematice v Texaském hodnocení znalostí a dovedností (Texas Assessment of Knowledge and Skills Test – TAKS) predikovány akademickým optimismem i po zohlednění socioekonomického statusu a velikosti školy. K podobným závěrům dospěli i Kirby a DiPaola [2011], kteří jako výsledky žáků použili výsledky testů Virginských standardů učení (Virginia Standards of Learning) ve třetím až pátém ročníku – mezi akademickým optimismem a výsledky žáků byl nalezen signifikantní vztah i po kontrole socioekonomického statusu. Výsledky žáků ve čtení zkoumaly Bevelová a Mitchellová [2012]. Akademický optimismus byl pozitivně korelovaný s výsledky ve čtení v páté třídě (šlo o výsledky Alabamského testu čtení a matematiky – Alabama Reading and Mathematics Test, který se zadává všem žákům třetího až osmého ročníku) a vysvětloval o 18 % variance více než socioekonomický status. Podobně i ve studii Boonenové et al. [2014] měl akademický optimismus pozitivní vztah s výsledky žáků v matematice a ve čtení. V některých případech se vliv akademického optimismu realizuje přes zprostředkující proměnnou. Například ve studii Wua [2013] akademický optimismus ovlivnil výsledky žáků (měřené jako školní průměr Basic Competence Test for Hualien Elementary School Students v pátém a šestém ročníku v čínštině a matematice) nepřímo prostřednictvím kolektivní odpovědnosti, která vyjadřuje, nakolik učitelé ve škole přijímají odpovědnost za výsledky žáků.

Z konceptu akademického optimismu vycházel rovněž index School Emphasis on Academic Success (SEAS) použitý ve výzkumu TIMSS 2011.¹ Index SEAS vykazoval pozitivní souvislost s výsledky žáků ve většině zúčastněných

¹ Index SEAS byl koncipován na základě odpovědí učitelů na otázku, jak by hodnotili úroveň následujících aspektů ve své škole: porozumění školnímu vzdělávacímu programu

zemí [Martin et al. 2013]. V Norsku bylo pomocí navýšení tohoto indexu, který souvisí s rostoucí péčí o kvalitu učitelů, vysvětlováno zlepšení žáků ve výzkumu TIMSS v období 2007–2011 [např. Nilsen, Gustafsson 2014].

Mezinárodní srovnávací výzkumy TIMSS a PIRLS,² které obsahují rovněž učitelské dotazníky, a mezinárodní výzkum učitelů TALIS, který zkoumal rozmanité aspekty učitelské profese, umožňují posoudit, jak si stojí čeští učitelé v jednotlivých složkách indexu SEAS ve srovnání s kolegy z ostatních zúčastněných zemí. Toto porovnání ukazuje, že čeští učitelé mají relativně nízkou víru ve vlastní schopnosti, málo důvěřují svým žákům a jejich rodičům a kladou na žáky relativně nízké nároky. Hodnota indexu SEAS patřila u učitelů 4. ročníků povinného vzdělávání a u ředitelů základních škol v ČR mezi zúčastněnými zeměmi k nejnižším [Martin et al. 2013; OECD 2014].

Rostoucí vědomí významu postojů učitelů pro učení žáků spolu s informací o relativně negativních postojích českých pedagogů vedl k zájmu českých výzkumníků o koncept akademického optimismu. Straková a Simonová [2015] operacionalizovaly akademický optimismus pomocí dat z výzkumu TIMSS 2011 a s využitím víceúrovňového modelování studovaly souvislost akademického optimismu a spokojenosti učitelů s jejich povoláním s kognitivními a nekognitivními výsledky žáků.³ Analýza naznačila souvislost kognitivních výsledků se spokojeností s povoláním a souvislost nekognitivních výsledků se složkami akademického optimismu (s důvěrou a vírou ve vlastní schopnosti). Data z výzkumu TIMSS umožňovala však pouze hrubou operacionalizaci akademického optimismu, neboť dotazníky nezjišťovaly všechny aspekty akademického optimismu tak, jak je vymezen dále. Chyběly například otázky na specifické pedagogické dovednosti učitelů nebo na obecnou důvěru k žákům a rodičům.

Data pro řádné zkoumání akademického optimismu byla získána v lednu 2016, kdy byly v rámci šetření Kalibro pilotovány originální baterie na měření

ze strany učitelů, úspěšnost učitelů při realizaci školního vzdělávacího programu, nároky učitelů na výsledky žáků, zájem rodičů na dobrých výsledcích žáků, snaha žáků dobře ve škole prospívat.

² Výzkum TIMSS (Trends in International Mathematics and Science Study) měří ve čtyřletých intervalech vědomosti a dovednosti žáků 4. a 8. ročníků školního vzdělávání v matematice a v přírodovědných předmětech, výzkum PIRLS (Progress in International Reading Literacy Study) měří každých pět let čtenářské dovednosti žáků 4. ročníků. Oba výzkumy organizuje Asociace pro hodnocení výsledků vzdělávání (IEA) a jsou realizovány na reprezentativních výběrech ve více než 70 zemích z celého světa (více na <https://timssandpirls.bc.edu/>). V roce 2011 se uskutečnily oba výzkumy současně na stejném výběrovém souboru žáků, proto odkazujeme společně na TIMSS a PIRLS 2011.

³ Do analýzy vstupovaly kognitivní výsledky žáků v podobě výsledků matematického testu, nekognitivní výsledky pak v podobě odpovědí na otázky: *Co si myslíš o své škole? Jak moc souhlasíš s těmito větami?* a) *Do školy chodím rád/a;* b) *Ve škole se cítím bezpečně;* c) *Mám pocit, že jsem ve škole dobře zapadl/a* a *Jak moc souhlasíš s těmito větami o výuce matematiky?* a) *Matematiku se učím rád/a;* b) *V matematice se učím mnoho zajímavých věcí;* c) *Mám ráda/a matematiku;* d) *Je důležité mít z matematiky dobré známky.* Žáci odpovídali v obou případech na čtyřstupňové škále: *rozhodně souhlasím, spíše souhlasím, spíše nesouhlasím, rozhodně nesouhlasím.*

akademického optimismu v jeho kolektivní podobě, kdy se učitelé vyjadřují k charakteristikám celého pedagogického sboru [McGuigan, Hoy 2006; Hoy, Tarter, Woolfolk Hoy 2006], a v jeho individuální podobě, kdy se učitelé vyjadřují pouze o sobě samých [Fahy, Wu, Hoy 2010]. Ověření konceptů proběhlo na 39 školách, kde dotazník vyplnilo pět a více učitelů. Jako vhodnější pro použití v českém prostředí se ukázal individuální koncept, který je úspornější, vykazoval lepší shodu s daty a byl učiteli také pozitivněji přijímán. Pilotáž ukázala, že čeští učitelé se nechtějí identifikovat s pedagogickým sborem, deklarují, že mohou vypovídat pouze sami za sebe, nikoli za své kolegy. Nicméně v souladu s Bandurovým pojetím konceptu vnímané vlastní účinnosti [Bandura 1997] se domníváme, že i když individuální vnímaná vlastní účinnost vypovídá o přesvědčení jednotlivce o jeho vlastních schopnostech úspěšně provést nějakou činnost, jednotlivci nekonají v sociální izolaci, a proto si vytvářejí přesvědčení o kolektivní vnímané vlastní účinnosti skupiny, do které náleží – jde tedy o skupinou sdílené přesvědčení o společné schopnosti organizovat a provádět činnost potřebnou pro požadovaný výstup. Tuto kolektivní vnímanou vlastní účinnost mají členové jakékoliv skupiny, kteří směřují ke společným výsledkům, byť si jí nemusí být plně vědomi. To potvrdily hodnoty koeficientu vnitrotřídní korelace, které se pro jednotlivé položky individuálního akademického optimismu pohybovaly v rozsahu 6 % až 16 % [Straková, Simonová, Greger 2017].

V rámci pilotáže byla rovněž prostřednictvím dvouúrovňového strukturního modelování zkoumána souvislost akademického optimismu s výsledky žáků v matematickém testu. Tato souvislost se neprokázala jako statisticky významná: výsledky žáků bylo možno vysvětlit pouze rodinným zázemím na úrovni žáka a složením žáků na úrovni školy [Straková, Simonová, Greger 2017]. Domníváme se, že příčinou této skutečnosti může být povaha testu použitého v šetření Kalibro, který deklaruje záměr ověřovat vzdělávací cíle na vyšších úrovních Bloomovy taxonomie, ke kterým školní výuka málokdy směřuje. Bližší informace o testu a jeho psychometrických vlastnostech, které by umožnily tuto hypotézu ověřit, bohužel nejsou k dispozici.

Výzkumné otázky

Předchozí studie ukázaly využitelnost konceptu akademického optimismu v českém prostředí, ale neprokázaly jeho souvislost s výsledky žáků. Výsledky těchto studií je však možno považovat pouze za předběžné. V analýze dat z výzkumu TIMSS nebyl akademický optimismus řádně operacionalizován. O testu použitým v projektu Kalibro máme nedostatek informací, do pilotáže bylo navíc zahrnuto pouze malé množství škol, jejichž výběr dobře nereprezentoval populaci základních škol v ČR.

Cílem analýzy představené v této stati je prozkoumat souvislost akademického optimismu a výsledků žáků prostřednictvím ověřeného nástroje na měření individuálního akademického optimismu na výběrovém souboru, který dobře

reprezentuje populaci žáků druhého stupně povinného vzdělávání. Analýza byla provedena na datech z výzkumu CLoSE (*Czech Longitudinal Study in Education*), který proběhl na reprezentativním výběru škol vzdělávajících žáky druhého stupně povinného vzdělávání. Velkou předností výzkumu je jeho longitudinální povaha, která umožňuje do analýzy zahrnout nejen aktuální výsledek žáků na konci povinného vzdělávání, získaný na jaře 2016, ale také jejich výsledek v době, kdy na druhý stupeň povinného vzdělávání vstupovali (*prior achievement*), tedy na podzim 2012.

Cílem analýzy je ověřit hypotézu, že akademický optimismus učitelů funguje jako prediktor výsledků žáků i po zohlednění jejich rodinného zázemí, počátečních znalostí a složení třídy, kterou navštěvují. Platnost této hypotézy by poukázala na skutečnost, že postoje učitelů jsou důležité bez ohledu na to, jaké žáky učitel vzdělává a v jakém prostředí na ně působí. Potvrdila by tedy velký potenciál učitele ovlivňovat vzdělávací výsledky všech žáků (nezávislý na tradičně uvažovaných faktorech, jako jsou masivní investice nebo desítky hodin trvajících instrumentálních kurzů).

Zabývat se vztahy postojů učitelů a výsledků vzdělávání má však nejen velký význam praktický, ale rovněž výzkumný. Koncept akademického optimismu je relativně nový a je zároveň považován mezinárodní pedagogickou komunitou za nosný, o čemž svědčí zařazení jeho modifikované verze do výzkumu TIMSS. Z toho důvodu má smysl přispět zkoumáním jeho aspektů a dopadu ve vzdělávacím systému, který se vyznačuje v mezinárodním srovnání relativně negativními učitelskými postoji [Martin et al. 2013; OECD 2014].

Data, metody

Jak již bylo uvedeno výše, data pro tuto práci byla získána v rámci výzkumu CLoSE (*Czech Longitudinal Study in Education*). Tento výzkum sledoval třídy, které se v roce 2011 zúčastnily výzkumu TIMSS a PIRLS, při přechodu na druhý stupeň povinného vzdělávání a v průběhu jejich vzdělávání na druhém stupni. Původní výběr základních škol, který proběhl podle mezinárodní metodologie v rámci výzkumů TIMSS a PIRLS, byl doplněn o reprezentativní výběr víceletých gymnázií. V souladu s metodologií TIMSS a PIRLS byly pro účast ve výzkumu vybírány celé třídy. Tedy v každé škole vybrané náhodným systematickým výběrem (pravděpodobnost výběru školy byla úměrná odhadovanému počtu žáků z cílové populace v dané škole) se výzkumu zúčastnili žáci z jedné až dvou náhodně vybraných tříd.⁴

⁴ V případě základních škol, které byly vybírány pro šetření TIMSS a PIRLS na jaře roku 2011, sloužila jako opora pro výběr databáze všech škol, které vyučovaly žáky ve 4. ročníku. Jako podklad pro systematický výběr sloužil počet žáků ve 4. ročníku (více podrobností o způsobu výběru viz např. Straková [2016]). Výběr víceletých gymnázií pro šetření na podzim roku 2012 proběhl analogicky z databáze všech gymnázií, která měla žáky v primě osmiletého studia.

V říjnu 2012 byl žákům, kteří se v té době nacházeli na počátku 6. ročníku ZŠ nebo primy víceletého gymnázia, administrovány písemné testy a dotazník. Testy a dotazníky obdrželi žáci rovněž v květnu 2016, na konci základní školy, respektive nižšího stupně víceletého gymnázia.

V roce 2016 byli zároveň požádáni učitelé druhého stupně zúčastněných základních škol, respektive nižších gymnázií, aby vyplnili dotazník, který obsahoval položky na zjišťování akademického optimismu. Výběr učitelů byl proveden tak, aby byli zahrnuti přednostně učitelé vyučující sledovanou třídu/sledované třídy. Míra interakce učitelů s konkrétními žáky však nebyla evidována. Autoři vycházeli z předpokladu, že učitelé reprezentují nějakou sdílenou charakteristiku pedagogického sboru vyučujícího na druhém stupni povinného vzdělávání (v tomto případě akademický optimismus), a to přesto, že sami učitelé existenci sdílených hodnot výslovně nepotvrzují. Limity tohoto přístupu jsou diskutovány v závěru textu.

Za určitý nedostatek výzkumného postupu může být považována skutečnost, že učitelé byli dotazováni až na konci sledované periody, tedy v 9. ročníku, nikoli na jejím počátku či ideálně v obou bodech, tedy na počátku i na konci. Pedagogický výzkum však ukazuje, že charakteristiky klimatu pedagogických sborů jsou velmi stabilní [Urbánek 2008]. Ve světle těchto výzkumů se aproximace dlouhodobějších postojů učitelů na základě průřezového šetření na konci sledovaného období jeví jako přijatelná.

V roce 2012 se do výzkumu zapojilo 6 221 žáků ze 184 škol (141 základních škol a 43 gymnázií), v roce 2016 6 126 žáků ze 180 škol (138 základních škol a 42 gymnázií) a 1 474 učitelů. Datový soubor obsahoval dvojnásobný podíl žáků víceletých gymnázií, než je jejich zastoupení v populaci žáků druhého stupně povinného vzdělávání. Z toho důvodu je nutno data při analýzách převažovat.

Datový soubor využitý v této analýze zahrnuje pouze žáky, kteří se zapojili do testování v 6. i v 9. ročníku a navštěvovali školy, ve kterých vyplnilo dotazník alespoň šest učitelů vyučujících na druhém stupni ZŠ, respektive v nižším gymnáziu. Datový soubor obsahuje data od 4 798 žáků a 1 469 učitelů ze 124 základních škol a 39 gymnázií. Data byla převážena podle populace žáků 6. ročníků v roce 2012.

Žákovské testy zjišťovaly vědomosti a dovednosti žáků v matematice a v českém jazyce a čtenářské dovednosti. Testy byly vyvinuty v Ústavu výzkumu a rozvoje vzdělávání Pedagogické fakulty UK vždy ve dvou variantách A a B. Popis matematického testu uvádíme v příloze. Žákovský dotazník zjišťoval rozmanité aspekty školního života a rodinného zázemí žáků.

Proměnné charakterizující akademický optimismus (AO) byly získány z elektronického dotazníku pro učitele, který obsahoval baterii zjišťující individuální akademický optimismus [Fahy, Wu, Hoy 2010]. Učitelé zde uváděli souhlas s předloženými tvrzeními na šestibodové škále (1 – rozhodně nesouhlasím, 6 – rozhodně souhlasím). Latentní proměnná AO byla tvořena třemi latentními proměnnými: vnímaná účinnost (*SE_SCH*), důvěra (*TR_SCH*) a důraz na studijní výsledky (*AE_SCH*), které byly syceny průměrnými odpověďmi učitelů dané

školy na jednotlivé položky (tři indikátory pro každou latentní proměnnou).⁵ Deskriptivní statistiky proměnných, které byly zahrnuty do modelu, jsou uvedeny v příloze.

Nejprve byla prostřednictvím dvouúrovňové konfirmační analýzy ověřena funkčnost modelu akademického optimismu. Správnost využití dvouúrovňového modelu byla ověřena pomocí koeficientů vnitrotřídní korelace jednotlivých položek.

V dalším kroku byl prostřednictvím dvouúrovňového strukturního modelu zkoumán vliv akademického optimismu učitelů na výsledek žáků v 9. ročníku v matematickém testu. Dvouúrovňový model byl volen z toho důvodu, že zkoumáme působení školních faktorů na výsledky žáků navštěvujících jednotlivé školy. Dvouúrovňové řešení podporuje také způsob výběru žáků.

Do modelu vstupovaly na úrovni žáka proměnné výsledek v matematických testech v 6. (*math_6*) a 9. ročníku (*math_9*) a socioekonomický status (*ses*).⁶ Testy byly vytvořeny speciálně pro výzkum CLOSE, výsledek byl vyjádřen jako procentuální úspěšnost. Pro analýzy jsme použili výsledky testu z matematiky především kvůli tomu, že se v něm podařilo dobře vyvážit obtížnost variant A a B a zároveň také dobře odpovídal školnímu kurikulu. Socioekonomický status se skládal ze součtu zaměstnaneckého statusu matky a otce *sumocu* (překódovaná 1. číslice kódu ISCO, devět kategorií pro každého z rodičů) a součtu nejvyššího dosaženého vzdělání obou rodičů *sumedu* (1 – základní vzdělání, 2 – střední vzdělání bez maturity, 3 – střední vzdělání s maturitou, 4 – vysokoškolské vzdělání). I když jsme si vědomi jeho limitů, volili jsme tento postup, protože zjišťování dalších proměnných charakterizujících socioekonomický status, jako je například majetek v rodině či příjmová situace, se ve školách běžně setkává s velkým odporem a ohrožuje návratnost.

Na úrovni školy byly do modelu zahrnuty agregovaný socioekonomický status (*SES*) a agregovaný výsledek v testu v 6. ročníku (*MATH_6*). Tyto proměnné charakterizovaly složení žáků školy. Agregace proběhla přímo v rámci odhadu parametrů modelu z proměnných první úrovně. Tyto proměnné byly zařazeny s cílem modelovat vztahy mezi složením žáků, akademickým optimismem a výsledky. Vycházíme z toho, že socioekonomický status žáků a jejich výsledky při vstupu na druhý stupeň povinného vzdělávání dobře charakterizují složení žáků, se kterými naši učitelé přicházejí do styku. Složení žáků ovlivňuje postoje učitelů, které se odrážejí v práci s žáky, v jejich očekáváních a nárocích, které na žáky kladou. Chtěli jsme ověřit, zda se postoje učitelů odrážejí v žákovských výsledcích na konci studia v daném stupni vzdělávání a do jaké míry jsou výsledky žáků ovlivněny předchozími výsledky a socioekonomickým statutem na úrovni jednotlivých žáků i na úrovni třídy.

⁵ Průměrné školní proměnné jsou značeny „_m“.

⁶ Proměnné individuální úrovně jsou značeny malými písmeny, proměnné působící na úrovni školy velkými písmeny.

Všechny výpočty byly provedeny v softwaru M-Plus. Pro odhad parametrů modelu byla použita metoda maximální věrohodnosti MLR (*maximum likelihood estimation with robust standard errors*), manifestní proměnné byly nahlíženy jako intervalové. Kvalita modelů byla posuzována podle ukazatelů RMSEA,⁷ TLI a CFI⁸ a SRMR.⁹

Výsledky

Ověření konceptu akademického optimismu

Před provedením konfirmační faktorové analýzy byl pro všechny položky dotazníku zjišťujícího akademický optimismus vypočten koeficient vnitrotřídní korelace s cílem stanovit rozdíly v těchto položkách mezi školami. Tabulka 1 udává hodnoty koeficientů spolu s deskriptivními statistikami. Hodnota Cronbachova alfa na úrovni jednotlivých učitelů pro *vnímanou účinnost* činí 0,759, pro *důvěru* 0,783 a pro *důraz na studijní výsledky* 0,696. Na úrovni školy jsou odpovídající hodnoty 0,785, 0,837 a 0,692. Hodnoty vnitrotřídních koeficientů se pohybují od 0,03 do 0,12, což ukazuje, že je možné brát v úvahu víceúrovňovou povahu dat.

V dalším kroku jsme provedli konfirmační faktorovou analýzu s třemi latentními konstrukty (vnímaná účinnost, důvěra a důraz na studijní výsledky) na úrovni učitele a na úrovni školy. Tento model vykázal dobrou shodu s daty (RMSEA = 0,058; CFI = 0,931; TLI = 0,911; SRMR na úrovni učitele 0,07; SRMR na úrovni školy 0,12) a potvrdil poznatek z pilotáže, která proběhla v rámci výzkumu Kalibro a ukázala, že koncept individuálního akademického optimismu je dobře využitelný v českých školách [Straková, Simonová, Greger 2017]. Hodnoty SRMR ukazují, že shoda modelu s daty na úrovni učitele je lepší než na úrovni školy. Faktorové zátěže jsou významné na obou úrovních ($p < 0,001$), přičemž na úrovni školy jsou silnější než na úrovni učitele (viz Tabulka 2). To v souladu s jinými autory [např. Dyer, Hanges, Hall 2005; Bonnen et al. 2014] interpretujeme tak, že je možno pracovat s akademickým optimismem jako se školním konstruktem. V tomto modelu byl reziduální rozptyl položky AE3 a latentní proměnné AE_SCH zafixován na nulu (hodnoty byly nízké a záporné).

⁷ *Root mean square error of approximation* udává, jak dobře model odpovídá populační kovarianční matici. Hu a Bentler [1999] považují za maximální pro vyhovující modely hodnotu RMSEA 0,06.

⁸ *Tucker-Lewis index* TLI hodnotí model na základě porovnání χ^2 modelu a χ^2 nulového modelu. *Comparative Fit index* CFI je analogický indexu TLI s tím, že bere v úvahu velikost výběru. Hu a Bentler [1999] považují za doklad dobré shody s daty v případě ukazatelů TLI a CFI hodnoty vyšší než 0,9.

⁹ *Standardized root mean square residual* je druhá odmocnina z rozdílu mezi rezidui kovarianční matice a hypotetického kovariančního modelu. Za indikaci dobrého modelu je považována hodnota 0,5 a nižší [např. Byrne 1998].

Tabulka 1. Položky charakterizující akademický optimismus

		M	SD	ICC
<i>Vnímaná účinnost</i>				
SE1	Daří se mi motivovat žáky, kteří nemají zájem o školní práci.	4,10	0,39	0,04
SE2	Daří se mi přesvědčit žáky, že mohou mít dobré výsledky.	4,50	0,32	0,04
SE3	Daří se mi dosahovat toho, aby žáci dodržovali pravidla ve třídě.	4,82	0,27	0,03
<i>Důvěra</i>				
TR1	Moji žáci jsou většinou slušní a poctiví.	4,64	0,42	0,12
TR2	Na rodiče svých žáků se mohou spolehnout.	4,21	0,44	0,08
TR3	Důvěřuji svým žákům.	4,70	0,39	0,11
<i>Důraz na studijní výsledky</i>				
AE1	Kladu důraz na to, aby se moji žáci dobře učili.	4,96	0,32	0,04
AE2	Předkládám svým žákům náročné učivo.	4,16	0,48	0,08
AE3	Svým žákům stanovuji vysoké, ale dosažitelné cíle.	4,53	0,39	0,04

Tabulka 2. Akademický optimismus – výsledky dvouúrovňové konfirmační faktorové analýzy

	Úroveň učitele			Úroveň školy		
	vnímaná účinnost školy	důvěra k žákům a rodičům	důraz na studijní výsledky	vnímaná účinnost školy	důvěra k žákům a rodičům	důraz na studijní výsledky
SE1	0,755			0,890		
SE2	0,839			0,972		
SE3	0,569			0,888		
TR1		0,763			0,942	
TR2		0,640			0,866	
TR3		0,774			0,886	
AE1			0,441			0,560
AE2			0,723			0,825
AE3			0,834			0,999
	SE	TR	AE	SE_SCH	TR_SCH	AE_SCH
AO	0,770	0,661	0,578	0,929	0,829	1,000

Poznámka: Tabulka uvádí standardizované koeficienty, poslední řádek uvádí faktorové zátěže dílčích latentních proměnných.

Souvislost akademického optimismu učitelů a výsledků žáků

Stěžejním cílem analýz představených v této stati bylo ověřit, zda akademický optimismus učitelů souvisí s výsledky vzdělávání žáků při zohlednění jejich rodinného zázemí, počátečních vědomostí a dovedností a složení žáků školy. K tomuto účelu bylo využito dvouúrovňové strukturní modelování. Koefficient vnitrotřídní korelace ukázal, že 16 % rozptylu ve výsledcích v matematickém testu je možno vysvětlit rozdíly mezi školami, tedy potvrdil, že je smysluplné provádět dvouúrovňovou analýzu.

Tabulky P2 a P3 uvedené v příloze ukazují vzájemné korelace proměnných, které vstupují do analýzy na úrovni žáka i na úrovni školy. Všechny korelace jsou statisticky významné ($p < 0,001$).

Vztahy mezi výsledky vzdělávání a akademickým optimismem byly zkoumány s výsledkem v matematickém testu v 9. ročníku jako závislou proměnnou. Na žákovské úrovni byly do modelu zahrnuty jako nezávislé proměnné výsledek v matematickém testu v roce 2012 (v 6. ročníku) a socioekonomický status konstruovaný ze souhrnného dosaženého vzdělání rodičů a souhrnného statusu povolání rodičů.

Na školní úrovni figurovaly kromě akademického optimismu jako nezávislé proměnné socioekonomický status a výsledek v matematickém testu v 6. ročníku agregovaný na úroveň školy (tyto proměnné charakterizovaly složení žáků školy). Residuální rozptyl proměnné SUMEDU byl zafixován na nulu (hodnota byla nízká a záporná).

Výsledný model vykazoval dobrou shodu s daty: RMSEA = 0,015, CFI = 0,983, TLI = 0,977, SRMR na úrovni žáka = 0,004, na úrovni školy = 0,08, $\chi^2(60) = 122,105$. Obě vysvětlující proměnné na úrovni žáka (socioekonomický status a výsledek v matematickém testu v 6. ročníku) vykazovaly statisticky významný vztah k výsledkům v matematickém testu v 9. ročníku ($p < 0,001$). Socioekonomický status sloužil jako významný prediktor rovněž pro výsledek v 6. ročníku ($p < 0,001$).

Na úrovni školy vytvořily indikátory akademického optimismu tři latentní proměnné, které společně tvořily konstrukt akademického optimismu. Stejně jako na úrovni žáka i na úrovni školy byl výsledek v 6. ročníku predikován socioekonomickým statusem. Výsledek v 6. ročníku byl vázán s výsledkem v 9. ročníku nepřímo prostřednictvím akademického optimismu a socioekonomického statusu, ale nesloužil jako statisticky významný prediktor výsledku v 9. ročníku. Jako statisticky významné prediktory výsledků v matematickém testu v 9. ročníku sloužily pouze akademický optimismus a socioekonomický status ($p < 0,05$). Akademický optimismus byl statisticky významně asociován s výsledkem v 6. ročníku a se socioekonomickým statusem ($p < 0,05$).

Model vysvětlil 76 % rozptylu na úrovni školy a 32 % rozptylu na úrovni žáka. Model je znázorněn na Obrázku 1.

Obrázek 1. Dvouúrovňový strukturní model vztahu mezi výsledky žáků a akademickým optimismem jejich učitelů (standardizované koeficienty)

úroveň žáka

úroveň školy

Diskuse a závěry

Cílem analýz představených v této stati bylo ověřit vztah postojů učitelů a výsledků žáků. Postoje učitelů byly operacionalizovány prostřednictvím konceptu akademického optimismu, který zahrnuje důvěru učitelů ve vlastní schopnosti, důvěru v žáky a jejich rodiče a důraz na vzdělávací výsledky žáků. Koncept akademického optimismu byl zvolen z toho důvodu, že tyto postoje jsou podle názoru autorů velmi důležité pro pedagogickou práci a poučení o nich je zároveň velmi relevantní z hlediska současných potřeb českého vzdělávacího systému. Jejich význam pro vzdělávání v České republice by mohl být také v tom, že jejich působení se v zahraničních studiích jeví jako nezávislé na socioekonomickém statusu, tedy mají potenciál zlepšovat učení všech žáků bez ohledu na jejich rodinné zázemí.

Ke zjišťování postojů učitelů byl použit nástroj pro zjišťování individuálního akademického optimismu, který byl v českém prostředí ověřen v roce 2016 [Straková, Simonová, Greger 2017]. Analýza potvrdila, že koncept dobře funguje v českém vzdělávacím systému na úrovni jednotlivých učitelů. To, že funguje na úrovni celých škol, se neprokázalo jednoznačně – koeficienty mezitřídní korelace jsou pro jednotlivé složky relativně nízké, nicméně studie přinesla pozitivní náznaky, že tomu tak být může. Za takový náznak je možno považovat vysoké faktorové náboje na úrovni školy a zejména prokázané vztahy mezi akademickým optimismem a ostatními proměnnými na úrovni školy. Fungování konstruktu na úrovni školy by mohlo souviset se skutečností, že ač se jednotliví učitelé mohou lišit ve svých postojích i metodách, škola jako organizace se vyznačuje svým specifickým klimatem a kulturou,¹⁰ vypovídajícími o těch charakteristikách školy, které jdou nad úroveň jednotlivců a zároveň nejsou pouhým „součtem“ jejich charakteristik [Hoy 1990].

Strukturní model potvrdil významný vztah postojů učitelů a výsledků žáků. Postoje učitelů souvisejí se složením žáků z hlediska jejich rodinného zázemí i studijních výsledků, složení žáků z hlediska jejich rodinného zázemí zároveň přímo významně ovlivňuje jejich vědomosti a dovednosti. Tyto poznatky odpovídají poznatkům belgických kolegů s tím rozdílem, že v Belgii nebyly výsledky na úrovni školy ovlivněny socioekonomickým složením žáků [Boonen, Pinxten, Van Damme, Onghena 2014].

Již bylo uvedeno, že předchází výzkumy akademického optimismu a příbuzných konceptů provedené v ČR tuto souvislost akademického optimismu s výsledky nepotvrdily [Martin et al. 2013; Straková, Simonová 2015; Straková, Simonová, Greger 2017]. Zde popisovaný výzkum je však prvním, který řádně operacionalizoval akademický optimismus i socioekonomický status, byl prove-

¹⁰ Klima vypovídá spíše o sdílené percepci, zatímco kultura spíše o sdílených přesvědčeních a hodnotách [Van Houtte 2005]. Klima zahrnuje celkové kvality prostředí a je širší než kultura.

den na reprezentativním výběru žáků a měl longitudinální povahu, která umožnila do modelu zařadit počáteční výsledky žáků. Z tohoto důvodu považujeme výsledky studie za věrohodné.

Hlavním cílem této studie bylo ověřit hypotézu, že akademický optimismus učitelů funguje jako prediktor výsledků žáků i po zohlednění jejich rodinného zázemí, počátečních znalostí a složení třídy, kterou navštěvují. Chtěli jsme ukázat, že postoj učitele má potenciál ovlivňovat výsledky žáků i v situaci, kdy mají nepříznivé rodinné zázemí a vstupní vědomosti a navštěvují třídu s žáky sobě podobnými. Model ale ukázal silnější vazbu mezi skladbou žáků a postoji učitelů než mezi postoji učitelů a výsledky žáků. Výsledky je tedy možno interpretovat tak, že akademický optimismus figuruje primárně jako odraz složení žáků. Ve školách, do kterých vstupují žáci s lepšími výsledky a s lepším rodinným zázemím, si učitelé více důvěřují, mají vyšší důvěru ve své žáky a kladou na ně vyšší nároky, což se pozitivně projevuje na žákovských výsledcích. Tento pohled je v souladu s teorií recipročního determinismu Alberta Bandury [Bandura 1978]. V případě vztahu výsledků a postojů obecně nelze očekávat pouze jednosměrné kauzální modely. To znamená, že nelze očekávat, že postoje učitelů budou výhradně interní psychologickou charakteristikou jednotlivých učitelů, každopádně budou ovlivňovány prostředím, které na učitele působí. V našem případě to tedy znamená, že žáci navštěvující školy, kde se koncentrují žáci s příznivým rodinným zázemím a s dobrými vstupními znalostmi, profitují dále z pozitivních postojů učitelů, které se posilují právě složením žáků. Na akademický optimismus bychom tedy mohli pohlížet pouze jako na jednu z převodních pák, jimiž se ve škole realizuje efekt socioekonomického statusu. Za zajímavý poznatek je v této souvislosti možno považovat také to, že počáteční znalosti žáků ovlivňují na úrovni školy finální výsledky zejména zprostředkovaně přes postoje učitelů. Příímý vztah mezi počátečními a finálními výsledky na úrovni školy se ukázal jako statisticky nevýznamný.

Na potenciál postojů učitelů můžeme však pohlížet i odlišně. I když bereme v úvahu všechny výše uvedené vazby, zůstávají postoje učitelů statisticky významným prediktorem výsledků. To můžeme interpretovat také tak, že postoje učitelů mají potenciál ovlivnit výsledky žáků bez ohledu na to, jaké mají tito žáci předchozí výsledky, z jakého rodinného prostředí pocházejí a v jakém vrstevnickém prostředí jsou vyučováni. Je tedy třeba přemýšlet o tom, jak tyto postoje kultivovat tak, aby větší měrou vycházely ze samotných učitelů a vnímání jejich poslání a menší měrou z konkrétních podmínek, ve kterých pracují. To znamená, jak oslabit vazby mezi akademickým optimismem učitele a složením třídy.

Významný vztah postojů učitelů a výsledků žáků i po zohlednění složení žáků i jejich individuálních charakteristik je v každém případě důležitou zprávou pro učitele a pro jejich vzdělavatele. Vzdělavatelé učitelů by se daleko větší měrou než nyní měli zaměřit na formování jejich postojů. Je důležité, aby v budoucích učitelích kultivovali vědomí, že jsou schopni ovlivnit, jak se jejich žáci chovají, a že jejich práce jim poskytuje významné příležitosti ovlivnit výsledky

a tím i budoucí životy svých žáků. Zároveň by je měli vést k tomu, že dobré pedagogické působení je založeno na důvěře k žákům a jejich rodičům a zahrnuje vysoká očekávání od všech žáků s poskytnutím odpovídající podpory těm, kteří ji potřebují.

Zahraniční výzkumy ukazují, že snahy o změny postojů učitelů mohou být úspěšné, pokud se vzdělavatelé učitelů na změnu postojů přímo zaměří. Řada studií prokázala úspěšnou změnu postojů učitelů k inkluzi, resp. k výuce žáků se specifickými vzdělávacími potřebami [např. Forlin et al. 2009; Garmon 2004; Campbell, Gilmore, Cuskelly 2003], ale také k výuce přírodovědných předmětů [např. Beverley, Marjory-Dore, Tytler 1991], matematiky [Hourigan, Leavy, Carroll 2016] nebo k výuce ve venkovských školách [Hudson, Hudson 2008].

I když se zde prezentované poznatky a z nich plynoucí doporučení mohou jevit jako banální, každodenní zkušenosti z našich škol i pedagogických fakult ukazují, že je třeba jim věnovat pozornost. Jak již bylo uvedeno v úvodu, sebedůvěra učitelů ani jejich důvěra k žákům a jejich rodičům rozhodně není v našich školách samozřejmostí a samozřejmostí nejsou ani vysoká očekávání, ani poskytování individuální podpory [Martin et al. 2013; OECD 2014]. Domníváme se, že pedagogické fakulty stále ještě upřednostňují vzdělávání v obsahových a procedurálních znalostech učitelů před kultivací jejich profesních přesvědčení. Potřebného ujišťování o významu jejich práce a jejich potenciálu dostát nárokům svého povolání se učitelům nedostává ani od tvůrců vzdělávací politiky.

Představená studie má řadu limitů. Již jsme zmiňovali, že za určitý limit je třeba považovat fakt, že jsme sbírali data od učitelů pouze jednorázově, a to na konci sledovaného období. I když máme řadu dokladů o obecné stabilitě pedagogických sborů [např. Urbánek 2008], nemůžeme samozřejmě vyloučit v jednotlivých školách výkyvy, které mohou poznatky ovlivnit.

Za významný problematický aspekt je nutno považovat samo pojetí akademického optimismu jako charakteristiky projevující se přednostně na úrovni celého pedagogického sboru nebo jeho části vyučující na daném stupni vzdělávání. Na jedné straně je zřejmé, že se čeští učitelé neidentifikují se svými pedagogickými sbory a zpochybňují existenci sdílených hodnot a přístupů. Na druhé straně jsme v řadě položek charakterizujících akademický optimismus shledali hodnotu koeficientu vnitrotřídní korelace vyšší než 5 %, což podle zvyklostí pedagogického výzkumu opravňuje k víceúrovňovému přístupu a naznačuje, že se pedagogické sbory mezi sebou odlišují. Zároveň jsme identifikovali silné faktorové náboje a smysluplné vztahy mezi konstruktem akademického optimismu a dalšími proměnnými na úrovni školy. S tímto problémem souvisí i skutečnost, že postoje učitelů jsou pro účely analýzy aproximovány postoji učitelů, kteří v některých případech měli na testovanou třídu jen malý vliv. Pokud vstupní předpoklad o sdílených charakteristikách neplatí, hrozí nebezpečí, že aproximace může být v řadě škol chybná. V další práci se pokusíme více zaměřit na potvrzení víceúrovňovosti konceptu na větším počtu respondentů z jednotlivých škol na různých stupních vzdělávacího systému.

Legitimní je i námitka, že průměrný akademický optimismus na škole by mohl být spíše aproximací jiné proměnné (např. charakteristiky školy nebo vyučujících) než svébytnou latentní proměnnou. Některé proměnné, které by v této souvislosti připadaly v úvahu, byly nicméně prověřovány již v průběhu vývoje konceptu – Hoy [2012] v popisu „odyssey“ završené vymezením konceptu akademického optimismu uvádí, jak ho právě řada studií zkoumajících jednotlivé složky klimatu školy přivedla ke konceptu akademického optimismu jako latentní proměnné druhého řádu. To samozřejmě neznamená, že stejným způsobem budou zmíněné koncepty fungovat i v podmínkách českého vzdělávacího systému, proto by to bylo vhodné ověřit dalším výzkumem.

Za další limit studie může být považována skutečnost, že byl model ověřován pouze pro matematiku. Vzhledem k vysoké korelaci mezi testy (kolem hodnoty 0,6) je však možno očekávat podobné chování modelu i pro ostatní předměty.

Navzdory zmíněným limitům studie potvrdila, že má smysl se postoji učitelů dále zabývat a že akademický optimismus představuje nosný koncept pro jejich zkoumání. Pro další výzkum v této oblasti hovoří rovněž jeho užitečnost pro vzdělávací politiku.

JANA STRAKOVÁ je absolventkou Matematicko-fyzikální fakulty UK a Pedagogické fakulty Masarykovy univerzity. Působí v Ústavu výzkumu a rozvoje vzdělávání Pedagogické fakulty UK. Zabývá se kvantitativním výzkumem vzdělanostních nerovností na všech úrovních vzdělávacího systému.

JAROSLAVA SIMONOVÁ je absolventkou Přírodovědecké fakulty UK a Pedagogické fakulty UK. Působí v Ústavu výzkumu a rozvoje vzdělávání Pedagogické fakulty UK. Zabývá se kvalitativním výzkumem volby školy a implementace inovací ve vzdělávání.

DAVID GREGER je absolventem Pedagogické fakulty Ostravské univerzity a Pedagogické fakulty UK. Je ředitelem Ústavu výzkumu a rozvoje vzdělávání Pedagogické fakulty UK. Zabývá se problematikou vzdělanostních nerovností a zaměřuje se na aplikaci výzkumných poznatků do vzdělávací politiky.

Literatura

- Bandura, A. 1978. „The Self System in Reciprocal Determinism.“ *American Psychologist* 33 (4): 344–358, <https://doi.org/10.1037/0003-066X.33.4.344>.
- Bandura, A. 1997. *Self-efficacy. The Exercise of Control*. New York: W. H. Freeman and Comp.
- Bevel, R., R. M. Mitchell. 2012. „The Effects of Academic Optimism on Elementary Reading Achievement.“ *Journal of Educational Administration* 50 (6): 773–787, <https://doi.org/10.1108/09578231211264685>.

- Beverley, J., M. Marjory-Dore, R. Tytler. 1991. „Changing Primary Teacher Trainees' Attitudes to Science.“ *Research in Science Education* 21 (1): 188–197, <https://doi.org/10.1007/BF02360472>.
- Boonen, T., M. Pinxten, J. Van Damme, P. Onghena. 2014. „Should Schools Be Optimistic? An Investigation of the Association between Academic Optimism of Schools and Student Achievement in Primary Education.“ *Educational Research and Evaluation* 20 (1): 3–24, <https://doi.org/10.1080/13803611.2013.860037>.
- Byrne, B. M. 1998. *Structural Equation Modeling with LISREL, PRELIS and SIMPLIS: Basic Concepts, Applications and Programming*. Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Campbell, J., L. Gilmore, M. Cuskelly 2003. „Changing Student Teachers' Attitudes Towards Disability and Inclusion.“ *Journal of Intellectual and Developmental Disability* 28 (4): 369–379, <https://doi.org/10.1080/13668250310001616407>.
- Coleman, J. S., E. Q. Campbell, C. J. Hobson, J. McPartland, A. M. Mood, F. D. Weinfeld, R. L. York. 1966. *Equality of Educational Opportunity*. Washington, DC: National Center for Educational Statistics.
- Dyer, N. G., P. J. Hanges, R. J. Hall. 2005. „Applying Multilevel Confirmatory Factor Analysis Techniques to the Study of Leadership.“ *Leadership Quarterly* 16: 149–167, <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2004.09.009>.
- Fahy, P. F., H. C. Wu, W. K. Hoy. 2010. „Individual Academic Optimism of Teachers: A New Concept and Its Measure.“ Pp. 209–227 in W. K. Hoy, M. DiPaola (eds.). *Analyzing School Contexts: Influences of Principals and Teachers in the Service of Students*. Greenwich: Information Age.
- Forlin, C., T. Loreman, U. Sharma, C. Earle. 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>.
- Garmon, M. A. 2004. „Changing Preservice Teachers' Attitudes/Beliefs about Diversity: What are the Critical Factors?“ *Journal of Teacher Education* 55 (3): 201–213, <https://doi.org/10.1177/0022487104263080>.
- Gibson, S., M. Dembo. 1984. „Teacher Efficacy: A Construct Validation.“ *Journal of Educational Psychology* 76 (4): 569–582, <https://doi.org/10.1037/0022-0663.76.4.569>.
- Guskey, T. R., P. D. Passaro. 1994. „Teacher Efficacy: A Study of Construct Dimension.“ *American Educational Research Journal* 31: 645–674, <https://doi.org/10.3102/00028312031003627>.
- Hourigan, M., A. M. Leavy, C. Carroll. 2016. „‘Come in with an Open Mind’: Changing Attitudes towards Mathematics in Primary Teacher Education.“ *Educational Research* 58 (3): 319–346, <https://doi.org/10.1080/00131881.2016.1200340>.
- Hoy, W. K. 1990. „Organisational Climate and Culture: A Conceptual Analysis of the School Workplace.“ *Journal of Educational and Psychological Consultation* 1 (2): 149–168, https://doi.org/10.1207/s1532768xjepc0102_4.
- Hoy, W. 2012. „School Characteristics that Make a Difference for the Achievement of all Students. A 40-year Odyssey.“ *Journal of Educational Administration* 50 (1): 76–97, <https://doi.org/10.1108/09578231211196078>.
- Hoy, W. K., C. J. Tarter, A. Woolfolk Hoy. 2006. „Academic Optimism of Schools: A Force for Student Achievement.“ *American Educational Research Journal* 43 (3): 425–446, <https://doi.org/10.3102/00028312043003425>.
- Hu, L. T., P. M. Bentler. 1998. „Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives.“ *Structural Equation Modeling* 6 (1): 1–55, <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>.
- Hudson, P., S. Hudson. 2008. „Changing Preservice Teachers' Attitudes for Teaching

- in Rural Schools." *Australian Journal of Teacher Education* 33 (4): 67–77, <https://doi.org/10.14221/ajte.2008v33n4.6>.
- Kirby, M., M. F. DiPaola. 2011. „Academic Optimism and Community Engagement in Urban Schools." *Journal of Educational Administration* 49 (5): 542–562, <https://doi.org/10.1108/09578231111159539>.
- Martin, M. O., P. Foy, I. V. S. Mullis, L. M. O'Dwyer. 2013. „Effective Schools in Reading, Mathematics, and Science at Fourth Grade." Pp. 109–178 in M. O. Martin, I. V. S. Mullis (eds.). *TIMSS and PIRLS 2011*. Chestnut Hill, MA: TIMSS & PIRLS International Study Center Boston College.
- McGuigan, L., W. K. Hoy. 2006. „Principal Leadership: Creating a Culture of Academic Optimism to Improve Achievement for All Students." *Leadership & Policy in Schools* 5 (3): 203–229, <https://doi.org/10.1080/15700760600805816>.
- Nilsen, T., J. E. Gustafsson. 2014. „School Emphasis on Academic Success: Exploring Changes in Science Performance in Norway between 2007 and 2011 Employing Two-level SEM." *Educational Research and Evaluation* 20 (4): 308–327, <https://doi.org/10.1080/13803611.2014.941371>.
- OECD. 2014. *TALIS 2013 Results: An International Perspective on Teaching and Learning*. Paris: OECD Publishing.
- Reynolds, D., P. Sammons, B. De Fraine, J. Van Damme, T. Townsend, C. Teddie, S. Stringfield. 2015. „Educational Effectiveness Research (EER): A State-of-the-art Review." *School Effectiveness and School Improvement* 25 (2): 197–230, <https://doi.org/10.1080/09243453.2014.885450>.
- Smith, P., W. K. Hoy. 2007. „Academic Optimism and Student Achievement in Urban Elementary Schools." *Journal of Educational Administration* 45 (5): 556–568, <https://doi.org/10.1108/09578230710778196>.
- Spilková, V., T. Janík. 2016. „Vzdělávání a profesní rozvoj učitelů v teoretické a výzkumné reflexi." *Pedagogika* 66 (4): 365–367.
- Straková, J., J. Simonová. 2015. „Beliefs of Czech Teachers as a Prerequisite for Effective Teaching." *Studia paedagogica* 20 (4): 53–70, <https://doi.org/10.5817/SP2015-4-4>.
- Straková, J., J. Simonová, D. Greger. 2017. „Ověření konceptu akademického optimismu na českých školách druhého stupně povinného vzdělávání." *Pedagogická orientace* 27 (3): 397–418, <https://doi.org/10.5817/PedOr2017-3-397>.
- Straková, J. 2016. *Mezinárodní výzkumy výsledků vzdělávání. Metodologie, přínosy, rizika a příležitosti*. Praha: Pedagogická fakulta.
- Urbánek, P. 2008. „Klima učitelského sboru v případové studii základní školy." *Orbis scholae* 2 (3): 87–106, <https://doi.org/10.14712/23363177.2018.257>.
- Van Houtte, M. 2005. „Climate or Culture? A Plea for Conceptual Clarity in School Effectiveness Research." *School Effectiveness and School Improvement* 16 (1): 71–89, <https://doi.org/10.1080/09243450500113977>.
- Woolfolk Hoy, A., W. K. Hoy, N. M. Kurz. 2008. „Teacher's Academic Optimism: The Development and Test of a New Construct." *Teaching and Teacher Education* 24 (4): 821–835, <https://doi.org/10.1016/j.tate.2007.08.004>.
- Wu, J. 2013. „Academic Optimism and Collective Responsibility: An Organizational Model of the Dynamics of Student Achievement." *Asia Pacific Education Review* 14 (3): 419–433, <https://doi.org/10.1007/s12564-013-9269-6>.

Příloha

Tabulka P1. Deskriptivní statistiky proměnných využitých ve strukturním modelu

	N	Mini- mum	Maxi- mum	Nevážený		Vážený	
				průměr	SD	průměr	SD
sumocu	4 188	2,00	18,00	11,87	3,86	11,33	3,90
sumedu	4 581	2,00	8,00	6,05	1,37	5,84	1,34
math_9	4 798	0,07	1,00	0,65	0,17	0,63	0,17
math_6	4 796	0,00	1,00	0,67	0,20	0,63	0,19
TYP	4 798	0,00	1,00	0,29	0,46	0,15	0,36
SE1	4 798	3,00	4,88	4,10	0,38	4,07	0,38
SE2	4 798	3,57	5,20	4,51	0,29	4,49	0,31
SE3	4 798	4,00	5,33	4,84	0,27	4,82	0,28
TR1	4 798	3,40	5,50	4,70	0,40	4,64	0,39
TR2	4 798	2,83	5,29	4,23	0,39	4,18	0,42
TR3	4 798	3,50	5,40	4,72	0,36	4,69	0,36
AE1	4 798	3,83	5,71	4,96	0,30	4,96	0,31
AE2	4 798	2,67	5,29	4,19	0,47	4,09	0,45
AE3	4 798	3,50	5,63	4,55	0,38	4,49	0,37

Tabulka P2. Korelace proměnných na úrovni žáka

	sumocu	sumedu	math_9
sumocu			
sumedu	0,60		
math_9	0,29	0,29	
math_6	0,31	0,35	0,58

Tabulka P3. Korelace proměnných na úrovni školy

	SUMOCU	SUMEDU	MATH_9	MATH_6	TYP	SE1	SE2	SE3	TR1	TR2	TR3	AE1	AE2
SUMOCU													
SUMEDU	0,62												
MATH_9	0,14	0,33											
MATH_6	0,35	0,40	0,06										
TYP	0,34	0,40	0,40	0,51									
SE1	0,09	0,11	0,11	0,14	0,15								
SE2	0,08	0,10	0,11	0,12	0,12	0,70							
SE3	0,12	0,16	0,16	0,15	0,26	0,45	0,53						
TR1	0,23	0,28	0,28	0,31	0,45	0,36	0,41	0,60					
TR2	0,18	0,23	0,22	0,25	0,37	0,29	0,36	0,31	0,59				
TR3	0,17	0,22	0,20	0,24	0,31	0,28	0,35	0,44	0,72	0,59			
AE1	0,05	0,07	0,07	0,07	0,04	0,45	0,36	0,30	0,17	0,15	0,24		
AE2	0,27	0,31	0,29	0,34	0,51	0,39	0,35	0,36	0,54	0,37	0,40	0,19	
AE3	0,22	0,26	0,24	0,28	0,39	0,48	0,45	0,39	0,52	0,39	0,47	0,33	0,74

Tabulka P4. Popis matematického testu výzkumu CLoSE

Test použitý v 9. ročnících základních škol a v odpovídajících ročnících osmiletých gymnázií výzkumu Czech Longitudinal Study of Education obsahoval 24 úloh. Z toho 12 úloh bylo otevřených, vyžadujících stručnou (převážně číselnou) odpověď, a 12 otázek bylo uzavřených s výběrem odpovědi z několika nabízených možností. Úlohy pokrývaly tři obsahové okruhy učiva: číslo a početní operace, resp. početní operace s přirozenými čísly (osm úloh), závislosti, vztahy a práce s daty (devět úloh) a geometrie v rovině a prostoru, resp. dvojrozměrné a trojrozměrné útvary (sedm úloh). Většina úloh byla inspirována úlohami z výzkumu TIMSS 2007, některé byly přímo převzaty, pro některé byly vytvořeny párově ekvivalentní varianty. Šest, resp. 12 úloh bylo nově autorsky vytvořeno pro účely projektu CLoSE.