Validizace konceptu akademické marnosti v českém středním vzdělávání*

JANA STRAKOVÁ¹, PETR SOUKUP², JAROSLAVA SIMONOVÁ^{1**}

¹Pedagogická fakulta, Univerzita Karlova, Praha

²Fakulta sociálních věd, Univerzita Karlova, Praha

Testing the Concept of Academic Futility in Czech Secondary Education

Abstract: International research shows that the concept of academic futility is a promising one for studying the mechanisms that cause differences in educational outcomes in general and vocational secondary school programmes. Given that there are large differences between general and vocational programmes in the Czech education system, in terms of the content of education, the conditions of education, student composition, and learning outcomes, it is important to take a deeper look at the causes of these differences. The aim of this paper is to test the original, three-dimensional version of the concept of academic futility at Czech secondary schools. The concept was tested on data obtained from a sample of 4857 students from 29 grammar schools and 90 secondary technical schools who attended the third year of secondary school in the school year 2018/2019. Confirmatory factor analysis indicated a good model fit with the data for the one-level (student level) and two-level (student and class level) concepts. Measurement invariance was evaluated for different educational tracks. The potential of using a two-level concept for research on the educational pathways of Czech secondary school students attending various educational programmes is discussed.

Keywords: academic futility, VET, concept validation, confirmatory factor analysis

Sociologický časopis / Czech Sociological Review, 2020, Vol. 56, No. 5: 599–617

<https://doi.org/10.13060/csr.2020.042>

* Text je výstupem řešení projektu GA ČR 18-19056S. Autoři děkují recenzentům za cenné připomínky.

** Veškerou korespondenci posílejte na adresu: doc. RNDr. Jana Straková, Ph.D., Univerzita Karlova, Pedagogická fakulta, Magdalény Rettigové 4, 116 39 Praha 1, e-mail: jana.strakova@pedf.cuni.cz.

Úvod

Odborné vzdělávání se těší ve vyspělých zemích značné podpoře, neboť dle mínění mnohých tvůrců vzdělávacích politik představuje řešení dvou závažných problémů: nezaměstnanosti absolventů a nedostatku technické pracovní síly na trhu práce [např. Eichhorst et al. 2015]. V České republice je v evropském srovnání jeden z nejvyšších podílů mladých lidí v odborném vzdělávání¹ a jeho podpora ve společnosti je tradičně vysoká. Do odborného vzdělávání zde stejně jako v jiných vyspělých zemích vstupují zpravidla žáci s nižším socioekonomickým statusem a horšími studijními výsledky. Katrňák, Simonová a Fónadová [2013] dokonce poukázali na postupující diverzifikaci českého středního vzdělávání podle sociálního původu žáků. Není tedy příliš překvapivé, že i na výstupu ze středního vzdělávání mají žáci opouštějící odborné programy horší výsledky.

Nemáme však žádné doklady o tom, jak se na výsledcích žáků podílí vlastní středoškolské studium, tedy například do jaké míry rozdíly mezi žáky nastupujícími do jednotlivých středoškolských programů² dále posiluje. Důležité přitom zdaleka nejsou jen kognitivní výsledky žáků, jako jsou znalosti a dovednosti ve vyučovaných předmětech, ale také rozdíly v postojích, které si žáci v průběhu studia budují. Jedná se například o motivaci ke studiu (která také ovlivňuje, zda žák ve studiu vytrvá), sebedůvěru, která může rozhodovat o jeho budoucím uplatnění, jakož i o postoje občanské, o kterých víme, že se v ČR u žáků v odborném vzdělávání značně odlišují od postojů gymnazistů [např. Straková, Simonová 2013; Člověk v tísni 2018]. Zahraniční výzkumy zvyšování rozdílů mezi odbornými a akademickými programy v průběhu studia prokázaly. Např. Hanushek a Wößmann [2006] ukázali, že žáci v odborných programech dosahují horších výsledků a častěji ukončují studium předčasně než žáci ve všeobecných vzdělávacích programech i po zohlednění rodinného zázemí a výsledků při vstupu do střední školy.

Abychom porozuměli tomu, jak jednotlivé programy ovlivňují kognitivní a nekognitivní výsledky vzdělávání, potřebujeme získat informace o mechanis-

¹ V roce 2017 činil podíl absolventů s odborným vzděláním 69 % ze všech absolventů středních škol. Vyšší podíl uvedlo pouze Rakousko (77 %) a Slovensko (71 %) [OECD 2019].

² V tomto textu používáme termín program ve smyslu anglického termínu „track“. V ČR takto rozlišujeme mezi středním odborným studiem bez maturity, středním odborným studiem s maturitou a gymnaziálním studiem. V rámci gymnaziálního studia nerozlišujeme mezi víceletými a čtyřletými programy, neboť neočekáváme velké rozdíly mezi čtyřletým a víceletým studiem ve sledovaném jevu. Mezi gymnaziálními programy obecně nejsou velké odlišnosti, ty jsou naopak mezi odborným nematuritním (zpravidla tříletým) studiem, odborným maturitním (zpravidla čtyřletým) studiem a gymnaziálním studiem všech typů. Tyto tři větve se výrazně odlišují v řadě charakteristik včetně obsahu vzdělávání, zejména v podílu všeobecně vzdělávacích předmětů, které zabírají v odborném maturitním studiu 55–60 % vyučovacího času, přičemž v odborném nematuritním studiu pouze 30–35 % vyučovacího času.

mech, které je utvářejí. V zahraničních výzkumech je v tomto kontextu často zkoumáno klima školy a specificky jedna z jeho komponent označovaná jako pocit akademické marnosti [Van Houtte, Stevens 2015]. Tato studie, jejíž zaměření je primárně metodologické, adaptuje a validizuje koncept akademické marnosti (z anglického *academic futility*)³ v českém prostředí a diskutuje jeho použitelnost pro zkoumání průběhu a výsledků vzdělávání žáků v různých středoškolských programech.

Od školního klimatu k akademické marnosti

Výzkum dopadů diferenciací ukazuje, že žáci v různých programech mají zcela odlišné školní zkušenosti [Hanushek, Woessmann 2006] a jsou vzhledem k nim ze strany školy komunikována odlišná očekávání [Kelly, Carbonaro 2012; Oakes 2005; Page 1991; Rubin, Noguera 2004; Van de Werfhorst, Mijs 2010]. Programy se odlišují i kurikulem a stanovenými cíli vzdělávání. V náročnějších programech je kladen důraz na řešení problémů a kognitivní aktivaci, zatímco v méně náročných programech je kladen důraz spíše na memorování a udržení kázně [např. Kunter, Baumert 2006; Van Houtte 2004]. Proto je důležité při studiu rozdílů ve výsledcích důkladně zmapovat rozdíly v rozmanitých aspektech školního kontextu a snažit se lépe porozumět vztahu mezi tímto kontextem a různými typy vzdělávacích výsledků.

Školní kontext je často operacionalizován jako školní klima, které se skládá z několika, zpravidla čtyř, dimenzí definovaných různými (byť podobnými) způsoby [např. Thapa et al. 2013; Wang, Degol 2016; Zullig et al. 2010]. Výzkumy ukázaly, že školní klima formuje nejen akademické výsledky, ale také chování žáků, které je často považováno za zdroj mnoha problémů, zejména v odborných oborech. Ve způsobu, jakým školní klima ovlivňuje chování žáků, můžeme pozorovat značné rozdíly: mezi žáky, kteří vnímají klima jako méně pozitivní, uvádějí žáci z chudých rodin výrazně horší chování než žáci z rodin s vyššími příjmy. Tato silná asociace mezi klimatem a chováním u žáků s nízkým socioekonomickým statusem naznačuje, že klima hraje obzvláště důležitou roli pro žáky ze znevýhodněného prostředí [Hopson, Lee 2011]. Navíc mezi jednotlivými skupinami žáků existují značné rozdíly, pokud jde o jejich vnímání podpory učitelů [Way, Reddy, Rhodos 2007]. Školní klima je však velmi široký koncept a výzkum ukazuje, že pouze některé z jeho složek mají přímý vliv na výsledky a chování žáků. Mezi výzkumníky navíc neexistuje na těchto složkách dostatečná shoda.

Pro naši práci je důležitý výzkum školního klimatu realizovaný Brookovem a Schneiderem [1975] s cílem identifikovat faktory, které by mohly vysvětlit rozdíly ve výsledcích škol nad rámec socioekonomického složení žáků. Jejich vý-

³ Termín „akademický“ v tomto textu používáme pro označení „tradičního“ (teoretického, na výkon orientovaného) vzdělávání.

zkum reagoval na výsledky sociologických výzkumů z druhé poloviny minulého století [např. Coleman et al. 1966a; Hauser 1971], které ukázaly silnou souvislost mezi socioekonomickým a etnickým složením žáků ve školách a výsledky žáků těchto škol a zároveň popíraly vliv proměnných, které se tradičně používaly k charakterizování kvality škol a učitelů (např. kvalifikovanost učitelů). Coleman ve své zprávě výslovně uvedl, že americké školy ovlivňují své žáky velmi malou měrou ve srovnání s dopadem, které má na jejich vědomosti, dovednosti a postoje jejich rodinné zázemí. Aby škola měla potenciál například vyrovnávat znevýhodnění, které si žák přináší z domova, musela by se naučit pracovat tak, aby měla na výsledky žáků daleko větší vliv.

Brookover et al. [1978] se domnívali, že výše uvedený poznatek může být artefaktem toho, jak charakteristiku školy a její vliv měříme. Proto chtěli nalézt jiné proměnné, které charakterizují školní prostředí a mají významný vliv na výsledky žáků i po zohlednění složení žáků školy. Pro označení těchto proměnných zvolili koncept školního klimatu. Kladli si otázku, zda prokážou vliv školního klimatu na výsledky žáků jednotlivých škol i po zohlednění socioekonomického a etnického složení žáků školy. Zároveň se tázali, zda prostřednictvím školního klimatu není možno vysvětlit i část rozptylu, který byl tradičně přisuzován socioekonomickému a etnickému složení žáků. Školní klima chápali jako sociálně psychologický rámec, ve kterém probíhá učení a který zahrnuje komplex faktorů definovaných a vnímaných skupinou žáků. Vycházeli z toho, že tyto faktory mohou být zkoumány jako normy sociálního systému a očekávání a přesvědčení sdílená a komunikovaná členy skupiny. Z chování učitelů žáci odvozují, jaká má okolí od nich očekávání, co se týče výsledků i norem chování, a jednají odpovídajícím způsobem. Škola má sadu norem, hodnocení a očekávání vztahující se k žákům a k jednotlivým skupinám žáků. Výzkumníci byli přesvědčeni, že školní akademické normy, očekávání a přesvědčení není možno ztotožnit se sociálním složením žakovské skupiny a klima tedy nemůže být uspokojivě měřeno proměnnými charakterizujícími složení skupiny.

Brookover et al. [1978] identifikovali v rámci školního klimatu, tak jak jej chápali pro účely svého výzkumu, pět dimenzí: (a) pocit akademické marnosti (podrobnější popis uvádíme níže), (b) hodnocení a očekávání vzhledem k budoucnosti (jak hodnotí jiní – učitelé, rodiče, spolužáci – i žáci sami šance žáků v budoucnosti dosahovat dobrých výsledků), (c) hodnocení a očekávání vzhledem k současnosti (jak hodnotí jiní – učitelé, rodiče, spolužáci – i žáci sami schopnosti žáků), (d) vnímání učitelských norem a tlaku (jak velký důraz klade škola na akademické výsledky) a (e) akademické normy žáků (jak důležité jsou dobré akademické výsledky pro žáky). Výzkumníci identifikovali velké rozdíly v těchto dimenzích mezi školami, které měly odlišné výsledky, ale velmi podobné složení žáků. Pomocí těchto dimenzí vysvětlili více rozptylu než prostřednictvím socioekonomického a etnického složení žáků školy, přičemž pocit akademické marnosti se ukázal ze všech dimenzí, kterými charakterizovali školní klima, jako nejvlivnější.

Koncept pocitu akademické marnosti je velmi podobný konceptu kontroly nad vlastním životem, který představuje pocit, že držím svůj život pevně v rukou (sense of control), a který používal Coleman [Coleman et al. 1966b]. Rozdíl spočívá v tom, že pocit akademické marnosti se explicitně vztahuje ke škole. Tedy charakterizuje víru žáka v to, že je schopen řádně a úspěšně fungovat ve vzdělávacím systému. Vysoký pocit akademické marnosti znamená, že žák věří, že nemůže nikterak ovlivnit svůj školní úspěch.

Původní dotazník Brookovera a Schneidera [1975] obsahoval 12 položek, které měřily tři dimenze: subjektivně vnímaný pocit akademické marnosti, vnímání akademické marnosti ze strany učitelů a vnímání akademické marnosti ze strany spolužáků.

Využití konceptu akademické marnosti ve vlámském pedagogickém výzkumu

Při výzkumu dopadů diferenciací ve středoškolském vzdělávání byl koncept akademické marnosti redukován na dimenzi vlastního pocitu akademické marnosti hojně využíván ve vlámské části Belgie. Van Houtte [2016] konstatovala, že tento koncept je velmi vhodný pro zachycení bariér, které brání žákům s nízkým socioekonomickým statutem se ve škole snažit, protože se (a) vztahuje ke škole a ke vzdělávání, (b) explicitně se odkazuje k budoucnosti a (c) požaduje, aby se respondenti cítili být součástí nějaké skupiny. Toto explicitní zacílení na vzdělání a odkaz na přesvědčení vztahující se ke skutečnosti, že je jedinec součástí nějaké skupiny, činí z tohoto konceptu přesný a vhodný nástroj, který může zachytit situaci v nevýběrových třídách, respektive málo prestižních vzdělávacích programech. Akademická marnost reflektuje vysoký pocit bezmoci ve školní situaci. Vysoký pocit marnosti znamená, že žáci mají silný pocit, že vzdělávací systém pracuje proti nim jako proti členům určité skupiny a že k tomu, aby uspěli, by museli mít veliké štěstí. To činí z pocitu akademické marnosti slibný koncept ve výzkumu dopadů vnější diferenciací vzdělávacího systému [Van Houtte 2016].

Výzkum v Belgii ukázal, že žáci v odborných programech vykazují silnější pocit akademické marnosti než žáci v akademických programech [Van Houtte, Stevens 2008, 2010], což vede k nižšímu zapojení do studia [Van Houtte, Stevens 2010] a horší kázni [Demanet, Van Houtte 2011; Van Houtte, Stevens 2008]. Pocit akademické marnosti je vyšší ve školách, které navštěvují žáci s nižším socioekonomickým statutem [Van Houtte, Stevens 2008, 2010].

Van Houtte a Stevens [2010] dále ukázali, že je nosné rozlišovat mezi pocitem akademické marnosti subjektivně vnímané jedincem a kulturou akademické marnosti, která je ovlivňována individuálními pocity jednotlivců, ale projevuje se na úrovni školy. Z jejich výzkumů vyplynulo, že v odborných školách ve vlámské části Belgie je akademická marnost pozorovatelná vyšší měrou než ve

školách s akademickým programem a že tato kultura marnosti ovlivňuje zájem žáků o studium nezávisle na jejich subjektivním pocitu akademické marnosti. Kultura marnosti vysvětluje asociaci mezi typem školy a zájmem o studium a je zodpovědná za nižší zájem o studium v odborných školách. Airgad, Van Houtte a Avarmaet [2012] ukázali, že obě proměnné, tedy individuální pocit akademické marnosti a kultura akademické marnosti, vysvětlují vztah mezi socioekonomickým složením žáků školy a jejich výsledky v matematice.

Výzkumné cíle

Cílem této práce je adaptovat škálu pro zjišťování pocitu akademické marnosti a validizovat ji pro účely výzkumu v české střední škole. Rozhodli jsme se pracovat s původní škálou navrženou Brookoverem a Schneiderem [1975], se všemi třemi dimenzemi, tedy s dimenzí subjektivně vnímaného pocitu akademické marnosti, vnímání akademické marnosti ze strany učitelů a vnímání akademické marnosti ze strany spolužáků. Tato škála podle našeho názoru popisuje zkoumaný jev komplexněji a výstižněji než škála redukováná na subjektivně vnímaný pocit akademické marnosti, používaná vlámskými kolegy.

Škálu adaptujeme a poté validujeme v jednoúrovňové podobě (na úrovni žáků) i v podobě dvouúrovňové, ve které figuruje na úrovni žáka pocit akademické marnosti a na úrovni třídy kultura akademické marnosti. Spolu s Van Houtte a Stevenssem [2010] se domníváme, že je třeba zachytit nejen individuální pocity jednotlivých žáků, ale zejména celkovou atmosféru třídy, která je těmito individuálními pocity ovlivněna.

Pokud se dvouúrovňový koncept akademické marnosti ukáže v českém prostředí jako funkční, má velký potenciál být využit ke zkoumání vztahu mezi typem programu a vývojem výsledků vzdělávání v průběhu středoškolského studia.

Datový soubor

Koncept akademické marnosti byl ověřován na souboru 4 857 žáků z 29 gymnázií (78 tříd) a 90 středních odborných škol (168 tříd), kteří ve školním roce 2018/2019 navštěvovali 3. ročník středoškolského studia. 1 148 (23,6 %) žáků navštěvovalo nematuritní odborné obory, 2 183 (44,9 %) maturitní odborné obory a 1 526 (31,4 %) gymnázia.

Data byla shromážděna v rámci výzkumu CLoSE (Czech Longitudinal Study of Education), v rámci kterého byla dlouhodobě sledována věková skupina žáků, kteří se v roce 2011 zúčastnili ve 4. ročníku výzkumu TIMSS a PIRLS. Výběr žáků, kteří byli sledováni v průběhu celého středoškolského studia, byl pro účely této práce navýšen o žáky odborných škol tak, aby výsledný výběr uspokojivě

reprezentoval populaci středoškoláků (ve výzkumu CLoSE byl velký nadvýběr gymnázií).⁴

Žákům byly administrovány testy z matematiky, čtenářské gramotnosti a českého jazyka a dotazníky, jejichž součástí bylo mapování socioekonomického statusu a postojů žáků. V rámci dotazníků byly administrovány rovněž tři baterie mapující pocit akademické marnosti.

Operacionalizace konceptu akademické marnosti

Baterie byly převzaty z původního dotazníku Brookovera a Schneidera [1975], který obsahoval 12 položek, jedna položka byla převzata z dotazníku Van Houtte [2016]. Tři položky byly nahrazeny tak, aby odpovídaly české realitě. Výsledná škála byla ověřena v předvýzkumu, který proběhl na konci školního roku 2017/2018 na vzorku 120 žáků ze dvou středních odborných škol v Čechách a na Moravě. Byla zjišťována srozumitelnost škály a relevance otázek. O vlastní komentáře k použitým výroky byli požádáni rovněž vyučující z těchto škol. Na základě předvýzkumu byly provedeny drobné úpravy. Výsledné znění škály je uvedeno v Tabulce 1.

Tabulka 1 uvádí průměry jednotlivých položek dotazníkových baterií na měření akademické marnosti na škále 1–4 (významy hodnot u jednotlivých dimenzí jsou uvedeny v tabulce), směrodatné odchylky a koeficienty vnitrotřídní korelace (ICC)⁵. Tři výroky mají opačnou polaritu, pro účely zpracování byly tedy výpovědi překódovány tak, aby polarita všech výroků byla jednotná. Třída byla zvolena jako jednotka proto, že chceme analyzovat rozdíly mezi maturitními a nematuritními programy a v odborných školách se často nacházejí i třídy s maturitními i třídy s nematuritními programy. Tedy hypotézu, že se klima odborných maturitních a nematuritních oborů a gymnázií liší, musíme ověřovat na úrovni tříd, nikoli škol. S ohledem na skutečnost, že jeden učitel může učit ve více třídách ve stejné škole, vycházíme z předpokladu, že chování učitele napříč třídami nemusí být totožné a reflektuje klima příslušné třídy. Hodnota koeficientu se pro jednotlivé výroky pohybovala v rozmezí 0,09–0,15, což potvrdilo, že je možno uvažovat o kultuře akademické marnosti na úrovni třídy.

⁴ Střední odborné školy byly vybírány z databáze všech středních škol v ČR tak, aby dobře reprezentovaly skladbu programů a oborů a aby byly rovnoměrně zastoupeny školy z celé ČR.

⁵ Koeficient vnitrotřídní korelace je vypočten jako podíl rozptylu v hodnotách dané proměnné mezi třídami ku součtu rozptylu mezi třídami a mezi žáky. Udává tedy podíl celkového rozptylu, který může být vysvětlen rozdíly mezi jednotlivými třídami.

Tabulka 1. Položky konceptu akademické marnosti

Proměnná		Průměr	SD	ICC
MU	Pro kolik učitelů v této škole platí následující tvrzení? (1 – všichni, 2 – většina, 3 – někteří, 4 – žádní)			
MU1	Je jim jedno, jaké mají žáci známky.	2,9	0,64	0,10
MU2	Záleží jim na tom, aby žáci měli dobré známky. (obráčeno)	2,6	0,68	0,10
MU3	Je jim jedno, jaké mají žáci problémy mimo školu.	2,4	0,85	0,09
MU4	Berou ohled na to, jaké mají žáci problémy mimo školu. (obráčeno)	2,0	0,73	0,09
MS	Pro kolik z Tvých spolužáků v této škole platí následující tvrzení? (1 – všichni, 2 – většina, 3 – někteří, 4 – žádní)			
MS1	Je jim jedno, když mají špatné známky.	2,7	0,64	0,14
MS2	Ztrapňují spolužáky, kteří se dobře učí.	3,6	0,69	0,15
MS3	Neučí se tak dobře, jak by mohli, protože nechťejí, aby je kvůli tomu spolužáci ztrapňovali.	3,7	0,59	0,13
MŽ	U následujících výroků vztahujících se k této škole uveď, nakolik s nimi souhlasíš (1 – rozhodně souhlasím, 2 – spíše souhlasím, 3 – spíše nesouhlasím, 4 – rozhodně nesouhlasím)			
MŽ1	Žáci jako já nemají šanci, že budou v životě dělat, co by chtěli.	3,1	0,80	0,11
MŽ2	Žáci jako já mají špatné známky, i když se snaží.	3,0	0,75	0,11
MŽ3	Mohu mít v této škole dobré známky, když se budu snažit. (obráčeno)	3,4	0,65	0,09
MŽ4	V této škole mají žáci jako já smůlu.	3,1	0,77	0,09
MŽ5	Abys měl/a v této škole dobré známky, musíš mít štěstí.	3,0	0,79	0,09
MŽ6	Nemá smysl se v této škole snažit, lidé jako já stejně nikdy nezískají dobrou práci.	3,5	0,70	0,10

Testování modelů

Funkčnost obou konceptů (jednoúrovňového i dvouúrovňového) byla ověřována prostřednictvím konfirmační faktorové analýzy v programu Mplus. Nejprve byl použit jednoúrovňový model pro potřeby analýz, které budou porovnávat individuální postoje jednotlivých žáků v jednotlivých středoškolských programech. Pro potřeby analýz, kde budou modelovány dopady faktorů na úrovni jednotlivých žáků i na úrovni školy/třídy byl následně ověřován model dvouúrovňový. Možnost použití dvouúrovňového modelu potvrdily hodnoty koeficientů vnitrotřídní korelace jednotlivých tvrzení, které vykazovaly uvnitř tříd určitou míru podobnosti, jak je ukázáno v Tabulce 1. Pro odhad parametrů modelu byla použita metoda WLSM, která je jednou z nejvhodnějších pro kratší ordinální stupnice. Mplus při jejím užití vychází z polychorických, a nikoli Pearsonových korelací, které jsou též pro ordinální znaky vhodnější.⁶

Kvalita modelů byla posuzována podle ukazatelů RMSEA⁷, TLI⁸ CFI⁹. Vybrali jsme kritéria, která jsou v oblasti strukturního modelování nejběžnější, také popsané doporučené meze respektují většinovou praxi v této oblasti. Samozřejmě jsme si vědomi, že ani splnění těchto doporučení negarantuje automaticky kvalitu modelu (v našem případě konfirmační faktorové analýzy). Pro úplnost uvádíme u jednotlivých modelů rovněž hodnotu chí-kvadrát testu¹⁰.

⁶ Ještě lepším odhadovacím algoritmem pro náš typ dat by byl algoritmus WLSMV. Důvody, proč jej nepoužíváme, jsou v zásadě dva. První, výpočetní, vychází jak ze zkušeností s obdobnými modely, tak i s naším modelem, kdy ve dvou a víceúrovňové variantě na takový model stávající výpočetní technika nepostačuje (při odhadu se provádí stovky tisíc mnohorozměrných integrací). Bylo by tak možné užít WLSMV pro jednoúrovňový model (včetně ekvivalence měření), ale výsledky mezi jedno a dvouúrovňovým modelem by nebylo možné srovnat. Druhý důvod je pragmatický, výsledky WLSM se blíží k výsledkům WLSMV a jsou pro námi posuzované modely dostatečně „dobré“, další (drobné) zpřesnění odhadů (faktorových zátěží či kritérií vhodnosti modelu) tak není v zásadě potřebné.

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

⁸ *Tucker-Lewis index* hodnotí model na základě porovnání hodnoty χ^2 našeho modelu a χ^2 nulového modelu (modelu nezávislosti).

⁹ *Comparative Fit index* je analogický indexu TLI (tj. srovnává konkrétní model a model nezávislosti) s tím, že bere v úvahu též velikost výběru. Hu a Bentler [1999] považují za doklad dobré shody s daty v případě ukazatelů TLI a CFI hodnoty vyšší než 0,9.

¹⁰ Test srovnává kovarianční matici ze získaných dat a kovarianční matici, která vznikne při užití modelu (v našem případě konfirmační faktorové analýzy). Tento test je citlivý jednak na velikost souboru (pro větší datové soubory typicky vede k zamítání hypotézy o shodě kovariačních matic) a komplikovanost modelu (pro složitější modely včetně CFA vede zpravidla k zamítání hypotézy o shodě kovariačních matic). Výsledky testu uvádíme zejména pro úplnost posouzení, některá z výše uvedených kritérií (CFI, TLI) vycházejí

Pro úplnost bylo následně na jednoúrovňovém modelu provedeno testování ekvivalence měření, konkrétně jsme porovnali model pro žáky gymnázií a středních odborných škol. Jen pokud bude ekvivalence měření na vyšších úrovních splněna (srov. dále), bude možné dále korektně srovnávat jednotlivé typy středních škol. Vyhodnocovali jsme běžně užívané tři úrovně ekvivalence, tj. konfigurační, metrickou a skalární.¹¹ Pro vyhodnocení ekvivalence měření využíváme jednak výsledky chí-kvadrát testu (srovnávají jednotlivé úrovně ekvivalence rozdílem hodnot testových kritérií), jednak postupu doporučeného v článku Cheung a Rensvold [2002], který je založen na srovnání hodnot CFI mezi jednotlivými úrovněmi ekvivalence. Zmínění autoři poukázali na přílišnou striktnost postupu založeného na chí-kvadrát testu (viz již poznámka v předchozím odstavci o jeho nevhodnosti pro velké soubory a komplexní modely) a doporučili užívat spíše postupy založené na rozdílech hodnot kritérií používaných pro vyhodnocení modelů. Jako nejvhodnější se z jejich simulace ukázalo kritérium CFI. Pro indikaci zachování ekvivalence doporučili Cheung a Rensvold jako hraniční rozdíl hodnot CFI 0,01.

Testování jednoúrovňového modelu

Naším prvním cílem bylo ověřit jednoúrovňový model akademické marnosti, ve kterém jsme po expertním posouzení i náhledu na faktorové zátěže provedli redukci položek s obrácenou polaritou. Výsledná latentní proměnná AM (akademická marnost) tak byla tvořena třemi latentními proměnnými MU (marnost učitelé), MS (marnost spolužáci) a MŽ (marnost žák). Proměnná MU byla sycena položkami MU1, MU3, proměnná MS položkami MS1, MS2, MS3 a proměnná MŽ položkami MŽ1, MŽ2, MŽ4, MŽ5, MŽ6 (viz Tabulka 1). Výsledné parametry modelu, které vykazují dobrou shodu s daty, jsou následující: RMSEA = 0,062; CFI = 0,977; TLI = 0,968; chí-kvadrát při 32 stupních volnosti 627,278, $p < 0,0005$. Parametry modelu jsou uvedeny v Tabulce 2. Všechny faktorové zátěže byly statisticky významné ($p < 0,0005$).

Poté, co jsme z původní baterie vypustili na základě expertního posouzení a předběžných analýz tři položky, je latentní proměnná charakterizující vnímání

z hodnoty tohoto testového kritéria a odstraňují jeho citlivost na velikost datového souboru, resp. komplexnost modelu.

¹¹ Konfigurační ekvivalence předpokládá, že pro obě skupiny lze užít stejný model bez uplatnění jakýchkoli omezení. V případě metrického modelu se předpokládá, že v obou skupinách jsou stejné hodnoty faktorových zátěží, v případě skalárního modelu jsou pak nadto předpokládány stejné hodnoty konstant pro jednotlivé vazby mezi faktory a indikátory. Jen v případě, že je splněna nejvyšší úroveň ekvivalence (skalární), je možné srovnávat hodnoty faktorů (tj. dílčích indikací akademické marnosti nebo celkové akademické marnosti).

Obrázek 1. Jednoúrovňový model akademické marnosti

Tabulka 2. Jednoúrovňová konfirmační analýza, individuální pocit akademické marnosti (redukovaná baterie), hodnoty faktorových zátěží

	Marnost učitelé	Marnost spolužáci	Marnost žák
MU1	0,803		
MU3	0,433		
MS1		0,459	
MS2		0,779	
MS3		0,816	
MŽ1			0,653
MŽ2			0,697
MŽ4			0,810
MŽ5			0,665
MŽ6			0,776
	MU	MS	MŽ
AM (faktor 2. řádu)	0,562	0,557	0,587

akademické marnosti ve vztahu k učitelům sycena pouze dvěma položkami.¹² Výsledný model však vykazuje dobrou shodu s daty.

Psychometrické charakteristiky subškál naznačují možnosti dalších úprav konstruktu. V subškále učitele po odstranění obrácených položek zbyly dvě: jedna se vztahuje ke školnímu životu, druhá k mimoškolnímu. Relativně nízké sycení druhé položky naznačuje možnosti úpravy škály, spočívající v zaměření specificky na školní zkušenosti. U subškály spolužáků by bylo možné relativně nižší sycení první položkou vysvětlit tím, že první položka je zaměřena spíše na postoj spolužáků k vlastním výsledkům, zatímco ostatní dvě položky cílí na vztahovou rovinu mezi spolužáky. U třetí subškály zaměřené na subjektivní pocit marnosti by bylo možné dále pracovat se zaměřením na školní výsledky (MŽ2–4) a pozdější uplatnění (MŽ1 a MŽ5).

Testování dvouúrovňového modelu

Analýzy belgických kolegů ukázaly, že o akademické marnosti má smysl uvažovat na úrovni žáka, kde charakterizuje subjektivní pocity žáka, i na úrovni školy, kde je součástí školního klimatu (kultura akademické marnosti). Jak jsme již uvedli, v našem případě jsme se rozhodli považovat za jednotku agregace nikoli školu, ale třídu. Hodnoty vnitrotřídní korelace uvedené v Tabulce 1 ukazují, že v České republice se od sebe jednotlivé třídy z hlediska proměnných charakterizujících akademickou marnost liší. Na úrovni třídy je možno vysvětlit 9–15 % rozptylu těchto proměnných (viz hodnoty ICC v Tabulce 1). Z výše uvedených důvodů je tedy rozumné ověřit funkčnost dvouúrovňového modelu.

Parametry modelu jsou uvedeny v Tabulce 3. I tento model vykázal dobrou shodu s daty: RMSEA = 0,043; CFI = 0,972; TLI = 0,966; chí-kvadrát při 75 stupních volnosti 741,804 ($p < 0,0005$). I zde jsou faktorové zátěže významné na obou úrovních ($p < 0,0005$). Residuální rozptyl proměnné MU1 a latentní proměnné MŽ na úrovni třídy (MŽ_ťř) byl zafixován na nulu (hodnota byla nízká a záporná).

Při pohledu na hodnoty faktorových zátěží v dříve uvedeném jednoúrovňovém modelu (Tabulka 2 a interpretace k ní uvedená) a faktorových zátěží dvouúrovňového modelu na úrovni žáka (levá část Tabulky 3) je možné konstatovat, že hodnoty jsou velice blízké (odlišnosti jsou na úrovni maximálně setin). Lze z toho dovodit, že jednoúrovňový model je v zásadě přijatelné zjednodušení (ač nerespektuje hierarchičnost dat a ne zcela zanedbatelné hodnoty ICC, viz Tabulka 1). Obdobně lze dovodit, že i případně vygenerované faktorové skóry z jednoúrovňového modelu by byly velmi podobné těm z dvouúrovňového modelu.

¹² Jde o řešení, které není obecně doporučováno (v jednofaktorovém modelu dokonce neumožňuje odhad parametrů). Je proto namístě do budoucna zvážit vytvoření další položky či položek pro tuto dimenzi v českém (i zahraničním) kontextu.

Tabulka 3. Dvouúrovňová konfirmační analýza, pocit akademické marnosti a kultura marnosti, hodnoty faktorových zátěží

	Úroveň žáka			Úroveň třídy		
	marnost učitelé	marnost spolužáci	marnost žák	marnost učitelé	marnost spolužáci	marnost žák
MU1	0,785			1,000		
MU3	0,422			0,658		
MS1		0,414			0,600	
MS2		0,754			0,956	
MS3		0,786			1,000	
MŽ1			0,631			0,676
MŽ2			0,681			0,717
MŽ4			0,809			1,000
MŽ5			0,662			0,920
MŽ6			0,753			0,797
	MU	MS	MŽ	MU_ťř	MS_ťř	MŽ_ťř
AM	0,595	0,503	0,502	0,627	0,752	1,000

Jednouúrovňový model by tedy bylo možné využít též jako plnohodnotné řešení, byť s vědomím mírné nepřesnosti. Samozřejmě posouzení míry této nepřesnosti by ještě zasloužilo ověření na jiných souborech (ideálně v zahraničí).

Testování ekvivalence měření a konstruktová validita

Pro úplnost jsme využili právě jednouúrovňový model a provedli jsme testování ekvivalence měření, konkrétně jsme porovnali model pro žáky gymnázií a středních odborných škol. Cílem je zjistit, zda stejný model (jak jeho tvar, tak koeficienty) lze použít pro různé typy středních škol. Jen pokud tato srovnatelnost bude zajištěna, bude možné dále srovnávat úroveň akademické marnosti na různých typech středních škol. Ještě před uvedením detailních výsledků testování ekvivalence měření uveďme jeden poznatek získaný těmito výpočty. Pokud vypočteme samostatné modely pro žáky gymnázií a odborných středních škol, platí, že model lépe funguje pro žáky gymnázií než pro žáky odborných středních škol (hodnota chí-kvadrát testového kritéria je pro žáky z gymnázií cca třetinová).¹³ Tato skutečnost může být vysvětlena větší kognitivní a sociální homogenitou žáků

¹³ Detailní výsledky pro úsporu místa neprezentujeme.

Tabulka 4. Vyhodnocení ekvivalence měření výsledky srovnávajícími chí-kvadrát test pro jednotlivé úrovně

Úroveň ekvivalence	Testové kritérium	Stupně volnosti
Konfigurální	577,354	64
Metrická	569,956	71
Skalární	877,141	88

gymnázií oproti žákům nejrozumnějších oborů odborných středních škol.¹⁴ Naznačuje nadto, že dokonalá ekvivalence měření zejména na nejvyšší úrovni (skalární) může být obtížně dosažitelná.

V tabulce 4 prezentujeme výsledky ekvivalence měření pro chí-kvadrát test.¹⁵ Z výsledků je patrné, že u skalární úrovně ekvivalence hodnota testového kritéria výrazně narůstá. S ohledem na užitý algoritmus toto ale lze užít jen jako velmi orientační vodítko, ostatně již na počátku textu jsme uvedli, že na chí-kvadrát při vyhodnocení ekvivalence měření nelze obecně spoléhat, a proto uvedeme rozdíly hodnoty CFI pro srovnání jednotlivých úrovní ekvivalence: 0,001 (konfigurální vs. metrická), 0,01 (konfigurální vs. skalární) a 0,01 (metrická vs. skalární). Z uvedených hodnot je při respektování výše uvedeného doporučení zřejmé, že přechod na metrickou ekvivalenci je bez problémů přípustný, přechod na skalární úroveň je pak zhruba na hraně běžně užívaného doporučení.¹⁶ Již jsme naznačili, že důvodem pro tento hraniční výsledek může být výraznější variabilita žáků na středních odborných školách. Nicméně na základě našich výsledků platí, že v ČR bude možné akademickou marnost (resp. její část) srovnat mezi jednotlivými typy středních škol.

Krátce jsme se zaměřili též na vyhodnocení konstruktové validity námi adaptovaného nástroje. Možnosti k vyhodnocení vazeb mezi námi užívaným nástrojem a dalšími obdobnými instrumenty byly značně omezené (primárním cílem šetření CLoSE byly meritorní závěry o průchodu českých žáků vzdělávacím systémem, prostor pro zavádění nových konceptů a jejich ověřování byl tedy minimální). Pro ověření konstruktové validity škály akademické marnosti, resp. jejích jednotlivých dimenzí se tak nejlépe hodí škála měřící kázeň ve vyučování

¹⁴ Stálo by jistě za další zkoumání hledání podskupin oborů středních škol, které jsou si z tohoto hlediska podobné.

¹⁵ Je zde namístě upozornit, že s ohledem na užitý odhadovací algoritmus (WLSM) nelze hodnoty těchto kritérií přímo srovnávat mezi sebou skrze rozdíl. Uvádíme je tedy jen jako orientační pomůcku. Připomínáme, že ostatně i pro situace, kdy toto srovnání je možné, se ukazuje srovnání skrze hodnoty chí-kvadrátu jako příliš přísné.

¹⁶ Dodejme, že hodnota CFI je i pro tuto úroveň ekvivalence velice příznivá a činí 0,968. Obdobně nejsou problematické ani hodnoty TLI (0,968) a RMSEA (0,061).

Tabulka 5. Korelace mezi dimenzemi akademické marnosti a kázní ve vyučování na úrovni třídy a žáka

		Kázeň (třída)	Kázeň (žák)
MU	Pearson Correlation	–0,217	–0,069
	Sig. (2-tailed)	0,001	0,000
	N	246	4 773
MS	Pearson Correlation	–0,45	–0,133
	Sig. (2-tailed)	0,000	0,000
	N	246	4 773
MŽ	Pearson Correlation	–0,323	–0,087
	Sig. (2-tailed)	0,000	0,000
	N	246	4 751

používaná v žákovských dotaznících mezinárodního výzkumu PISA.¹⁷ Spočítali jsme korelační koeficienty pro jednotlivé dimenze akademické marnosti a kázně ve vyučování, jak na úrovni žáků, tak jednotlivých tříd. Tento postup je v souladu s výsledky předchozích analýz, které míří na obě úrovně.

Analýza ukázala, že koncept akademické marnosti je možno validizovat prostřednictvím jiných běžně používaných konceptů, v tomto případě prostřednictvím kázně ve vyučování. Zároveň potvrdila smysluplnost aplikace konceptu na úrovni třídy.

Diskuse a závěr

Cílem předložené stati bylo adaptovat a poté validizovat koncept akademické marnosti v podmínkách české střední školy. Koncept byl validizován na výběru žáků 3. ročníků středních škol z celé České republiky, který dobře reprezentoval jednotlivé obory a regiony. Oproti vlámské adaptaci původní škály žákovského pocitu akademické marnosti, která použila jenom subjektivní pocit akademické marnosti [Van Houtte, Stevens 2008], jsme pracovali s celou původní škálou ve všech třech dimenzích. Domníváme se, že pro výpověď o komplexním sociálním

¹⁷ V této baterii žáci vyjadřovali na čtyřstupňové škále (1 – nikdy nebo téměř nikdy, 2 – v některých hodinách, 3 – ve většině hodin, 4 – každou hodinu) souhlas s následujícími tvrzeními: Žáci neposlušají, co učitel říká; Ve třídě je hluk a nepořádek; Učitel musí dlouho čekat, než se žáci utiší; Žáci nedokáží dobře pracovat; Žáci začínají pracovat až dlouho po začátku hodiny.

prostředí, kterému jsou žáci ve škole vystaveni, jsou důležité všechny tři subškály – vedle subjektivního vnímání vztahovaného k vlastní osobě také vnímání působení učitelů a spolužáků.

Analýza ukázala, že s konceptem akademické marnosti je možno pracovat jako s jednoúrovňovým – pocit akademické marnosti subjektivně vnímané žákem – i dvouúrovňovým – pocit akademické marnosti subjektivně vnímané žákem na úrovni žáka a kultura akademické marnosti na úrovni třídy/školy. I když jednoúrovňový model představuje podle statistických ukazatelů přijatelné zjednodušení, v dalších analýzách se kloníme k používání modelu dvouúrovňového, neboť lépe vystihuje studovaný jev, kdy se pocit akademické marnosti projevuje na úrovni jednotlivce, ale zároveň se skládá do klimatu v rámci třídy. Dvouúrovňový koncept akademické marnosti se chystáme využít pro studium souvislostí mezi socioekonomickým statutem a pocitem akademické marnosti na úrovni jednotlivce a třídy a kognitivních a nekognitivních výsledků vzdělávání.

Zahraniční výzkumy [např. Van Houtte 2016] ukazují, že koncept akademické marnosti je nosný pro studium mechanismů, které zapříčiňují rozdíly ve výsledcích vzdělávání u jednotlivých středoškolských programů. Vzhledem k tomu, že mezi programy nabízenými v českých středních školách (odborné nematuritní studium, odborné maturitní studium a gymnaziální studium) jsou velké rozdíly v obsahu vzdělávání, v podmínkách vzdělávání, ve složení žáků i ve výsledcích vzdělávání, je důležité se hlouběji věnovat příčinám těchto rozdílů. Je to o to důležitější, že z hlediska zaměstnavatelů a tvůrců vzdělávacích politik je vyvíjena dlouhodobá snaha získat ke studiu odborných programů vyšší podíl žáků, a to i přes klesající zájem o tyto programy. Je tedy užitečné se důkladněji zajímat o dopady studia těchto oborů na výsledky vzdělávání žáků a jejich vzdělávací a pracovní dráhy.

Koncept považujeme za nosný také z toho důvodu, že umožňuje nový pohled na mechanismy zapříčiňující rozdíly ve výsledcích vzdělávání nejen mezi středoškolskými programy, ale obecně mezi školami s různým socioekonomickým složením žáků. Kromě toho, že nám může pomoci lépe porozumět tomu, jak se utvářejí postoje žáků a jak ovlivňují jejich kognitivní výsledky, umožňuje zacílit pozornost na aspekty školního života, které jsou ovlivnitelné vzdělávací politikou. Zatímco socioekonomické složení žáků školy legitimními způsoby ovlivnit nemůžeme, můžeme se snažit zdůrazňovat význam postoje učitelů k žákům a způsobu komunikace jejich očekávání.

JANA STRAKOVÁ je absolventkou Matematicko-fyzikální fakulty Univerzity Karlovy a Pedagogické fakulty Masarykovy univerzity. Působí v Ústavu výzkumu a rozvoje vzdělávání Pedagogické fakulty UK. Zabývá se problematikou vzdělanostních nerovností a hodnocení výsledků vzdělávání.

PETR SOUKUP působí na katedře sociologie na Fakultě sociálních věd UK. Odborně se zaměřuje na pokročilé techniky analýzy kvantitativních dat, badatelsky se orientuje na sociologii vzdělání.

JAROSLAVA SIMONOVÁ je absolventkou Přírodovědecké fakulty UK a Pedagogické fakulty UK. Působí v Ústavu výzkumu a rozvoje vzdělávání Pedagogické fakulty UK. Zabývá se problematikou volby školy a aplikací výzkumných poznatků do vzdělávací politiky.

Literatura

- Airgad, O., M. Van Houtte, P. Avarmaet. 2012. „Why Does the Ethnic and Socio-economic Composition of Schools Influence Math Achievement? The Role of Sense of Futility and Futility Culture.“ *European Sociological Review* 28 (3): 366–378, <https://doi.org/10.1093/esr/jcq070>.
- Brookover, W. B., J. M. Schneider. 1975. „Academic Environments and Elementary School Achievement.“ *Journal of Research and Development in Education* 9: 82–91.
- Brookover, W. B., J. H. Schweitzer, J. M. Schneider, Ch. H. Beady, P. K. Flood, J. M. Wisenbaker. 1978. „Elementary School Social Climate and School Achievement.“ *American Educational Research Journal* 15 (2): 301–318, <https://journals.sagepub.com/doi/10.3102/00028312015002301>.
- Coleman, J., E. Campbell, C. Hobson, J. Mcpartland, A. Mood, F. Weinfeld, R. York. 1966a. *Equality of Educational Opportunity*. Washington, DC: US Government Printing Office.
- Coleman, J. S., E. Q. Campbell, C. J. Hobson, M. C. Partland, M. W. Apple, S. J. Ball (eds.). 1966b. *The Routledge International Handbook of Sociology of Education*. London: Routledge.
- Člověk v tísní. 2018. *Mediální gramotnost pražských středoškoláků a jejich postoje k médiím* [online]. Dostupné na: https://www.jsns.cz/nove/projekty/pruzkumy-setreni/medialni_gramotnost_zaku_praha_final.pdf.
- Demanet, J., M. Van Houste. 2011. „Social-ethnic Composition and School Misconduct: Does Sense of Futility Clarify this Picture?“ *Sociological Spectrum* 31 (2): 224–256, <https://doi.org/10.1080/02732173.2011.541343>.
- Eichhorst, W., N. Rodríguez-Planas, R. Schmidl, K. F. Zimmermann. 2015. „A Road Map to Vocational Education and Training in Industrialized Countries.“ *ILR Review* 68 (2): 314–337, <https://doi.org/10.1177/0019793914564963>.
- Hanushek, E. A., L. Wößmann. 2006. „Does Educational Tracking Affect Performance and Inequality? Differences-in-differences Evidence Across Countries.“ *The Economic Journal* 116 (510): C63–C76, <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2006.01076.x>.
- Hauser, R. M. 1971. *Socio-economic Background and Educational Performance*. Washington, DC: American Sociological Association.
- Hopson, L. M., E. Lee, E. 2011. „Mitigating the Effect of Family Poverty on Academic and Behavioural Outcomes: The Role of School Climate in Middle and High School.“ *Children and Youth Services Review* 33 (11): 2221–2229, <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2011.07.006>.
- Hu, L.-T., P. M. Bentler. 1998. „Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives.“ *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal* 6 (1): 1–55, <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>.

- Cheung, G. W., R. B. Rensvold. 2002. „Evaluating Goodness-of-fit Indexes for Testing Measurement Invariance.“ *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9 (2): 233–255, https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5.
- Katrňák, T., N. Simonová, L. Fónadová. 2013. „Od diferenciacie k diverzifikaci: test MMI a EMI v českém středním vzdělávání v první dekádě 21. století.“ *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 49 (4): 491–520, <https://doi.org/10.13060/00380288.2013.49.4.01>.
- Kelly, S., W. Carbonaro. 2012. „Curriculum Tracking and Teacher Expectations: Evidence from Discrepant Course Taking Models.“ *Social Psychology of Education* 15 (3): 271–294, <https://doi.org/10.1007/s11218-012-9182-6>.
- Kunter, M., J. Baumert. 2006. „Who is the Expert? Construct and Criteria Validity of Student and Teacher Ratings of Instruction.“ *Learning Environments Research* 9 (3): 231–251, <https://doi.org/10.1007/s10984-006-9015-7>.
- Oakes, J. 2005. *Keeping Track: How Schools Structure Inequality*. 2nd edition. New Haven: Yale University Press.
- OECD. 2019. *Education at a Glance 2019*. Paris: OECD, <https://doi.org/10.1787/19991487>.
- Page, R. N. 1991. *Lower-Track Classrooms: A Curricular and Cultural Perspective*. New York: Teachers College Press.
- Rubin, B., P. Noguera. 2004. „Tracking Detracking: Sorting through the Dilemmas and Possibilities of Detracking in Practice.“ *Equity and Excellence in Education* 37: 92–101, <https://doi.org/10.1080/10665680490422142>.
- Straková, J., J. Simonová. 2013. „Vliv navštěvované střední školy na občanské postoje středoškoláků v ČR.“ *Orbis scholae* 7 (3): 27–47, <https://doi.org/10.14712/23363177.2015.12>.
- Thapa, A., J. Cohen, S. Guffey, A. Higgins-D'Alessandro. 2013. „A Review of School Climate Research.“ *Review of Educational Research* 83 (3): 357–385, <https://doi.org/10.3102/0034654313483907>.
- Van de Werfhorst, H. G., J. J. Mijls. 2010. „Achievement Inequality and the Institutional Structure of Educational Systems. A Comparative Perspective.“ *Annual Review of Sociology* 36: 407–428, <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.012809.102538>.
- Van Houtte, M. 2004. „Tracking Effects on School Achievement: A Quantitative Explanation in Terms of the Academic Culture of School Staff.“ *American Journal of Education* 110 (4): 354–388, <https://www.jstor.org/stable/10.1086/422790>.
- Van Houtte, M. 2016. „Lower-track Students; Sense of Academic Futility: Selection or Effect?“ *Journal of Sociology* 52 (4): 874–889, <https://doi.org/10.1177/1440783315600802>.
- Van Houtte, M., P. A. J. Stevens. 2008. „Sense of Futility: The Missing Link between Track Position and Self-reported School Misconduct.“ *Youth & Society* 40 (2): 245–264, <https://doi.org/10.1177/0044118X08316251>.
- Van Houtte, M., P. A. J. Stevens. 2010. „The Culture of Futility and Its Impact on Study Culture in Technical/Vocational Schools in Belgium.“ *Oxford Review of Education* 36 (1): 23–43, <https://doi.org/10.1080/03054980903481564>.
- Van Houtte, M., P. A. J. Stevens. 2015. „Tracking and Sense of Futility: The Impact of Between-school Tracking versus Within school Tracking in Secondary Education in Flanders (Belgium).“ *British Educational Research Journal* 41 (5): 782–800, <https://doi.org/10.1002/berj.3172>.
- Wang, M. T., J. L. Degol. 2016. „School Climate: A Review of the Construct, Measurement, and Impact on Student Outcomes.“ *Educational Psychology Review* 28 (2): 315–352, <https://doi.org/10.1007/s10648-015-9319-1>.
- Way, N., R. Reddy, J. Rhodes. 2007. „Students' Perceptions of School Climate during the Middle School Years: Associations with Trajectories of Psychological and

- Behavioral Adjustment." *American Journal of Community Psychology* 40 (3–4): 194–213, <https://doi.org/10.1007/s10464-007-9143-y>.
- Zullig, K. J., T. M. Koopman, J. M. Patton, V. A. Ubbes. 2010. „School Climate: Historical Review, Instrument Development, and School Assessment." *Journal of Psychoeducational Assessment* 28 (2): 139–152, <https://doi.org/10.1177/0734282909344205>.