

# Zkrácená škála kognitivního uzavření: struktura české verze u vzorku studentů učitelství a učitelů<sup>1</sup>

Kateřina Vlčková\*, Stanislav Ježek#, Tomáš Kohoutek\*, Jan Mareš\*

\*Masarykova univerzita, Pedagogická fakulta

#Masarykova univerzita, Institut výzkumu dětí, mládeže a rodiny  
Fakulty sociálních studií

**Abstrakt:** Škála potřeby kognitivního uzavření *Need for Closure Scale* - NFCS (Roets & Van Hiel, 2011) byla vytvořena za účelem měření motivace v oblasti zpracování informací a rozhodování. Potřeba kognitivního uzavření je definována jako touha dospět k odpovědi s cílem ukončit zpracovávání informací a rozhodování i za cenu toho, že řešení nemusí být nejlepší nebo správné. Krátká verze NFCS je postavena na 15 položkách reprezentujících pět faset konstruktu *potřeby kognitivního uzavření* na pětibodové škále Likertova typu: potřebu předvídatelnosti, preferenci pořádku a struktury, znepokojení z nejednoznačnosti, rozhodnost a uzavřenost mysli. Studie představuje strukturu české verze nástroje (NFCS-15-CZ: Širůček, Ťápal, & Linhartová, 2014; Širůček & Ježek, 2015) na vybraném (profesně specifickém) vzorku učitelů ( $N = 142$ ) a studentů učitelství ( $N = 121$ ). Výsledky učitelů a studentů učitelství se zásadně nelišily od výsledků nespecifické populace. Diskutujeme o možných využitích nástroje v pedagogickém výzkumu a jeho užitečnosti, jelikož, jak ukazují dosavadní výzkumy, škála koreluje nejen s přesvědčeními a postoji, ale i s chováním.

**Klíčová slova:** škála potřeby kognitivního uzavření, učitelé, studenti učitelství, druhý stupeň základního vzdělávání

## Short Version of Need for Closure Scale: The Structure of the Czech Version on the Student Teachers' and Teachers' Sample

**Abstract:** The *Need for Closure Scale* - NFCS (Roets & Van Hiel, 2011) was designed to assess individuals' motivation with respect to information processing and judgement. The *need for closure* is defined as a desire for an answer in order to stop further information processing and judgement, even if that answer is not the correct or best answer. The short version of NFCS consists of 15 items with 5-point Likert type ratings measuring 5 facets: desire for predictability, preference of order and structure, discomfort with ambiguity, decisiveness, and closed-mindedness. Our study presents the structure of Czech version of NFCS-15-CZ (Širůček, Ťápal, & Linhartová, 2014; Širůček & Ježek, 2015) on a professionally specific sample of teachers ( $N = 142$ ) and student teachers ( $N = 121$ ). The results do not substantially differ from the results of general population. We discuss the possible applications of NFCS-15-CZ in educational research and its usefulness (as the scale correlates with beliefs and attitudes as well as behaviour).

**Keywords:** Need for Closure Scale, teachers, student teachers, lower secondary education

<sup>1</sup> Studie byla podpořena GA ČR v projektu *Strategie řízení třídy u studentů učitelství a zkušených učitelů (jejich "cvičných učitelů") na druhém stupni základní školy (16-021775)*. Autoři děkují GA ČR za poskytnutou podporu a studentům učitelství a učitelům za poskytnutá data. Děkujeme dr. Janu Širůčkovi za inspiraci k práci s NFCS u učitelů a možnost navázat na výsledky práce týmu z Institutu výzkumu dětí, mládeže a rodiny a katedry psychologie Fakulty sociálních studií Masarykovy univerzity.

- 2 Cílem studie je představit konstrukt potřeby kognitivního uzavření jako relevantní osobnostní proměnnou v pedagogickém kontextu a ověřit funkčnost nedávno vyvinuté české verze škály měřící tento konstrukt na specifické populaci učitelů a studentů učitelství<sup>2</sup> (*Need for Closure Scale* - NFCS: Roets & Van Hiel, 2011 v adaptaci Širůček, Ťápal, & Linhartová, 2014; Širůček & Ježek, 2015). Naším cílem je prostřednictvím této studie nabídnout konstrukt NFCS jako osobnostní proměnnou sytící jevy zkoumané pedagogickým výzkumem (zejména v pedeutologii). Konstrukt potřeby kognitivního uzavření se ukázal jako nosný k vysvětlování jevů především v oblasti psychologie, ale také v dalších sociálněvědních disciplínách, např. konstruktů konformity, politického a sociálního konzervatismu (kupř. De keersmaecker, Van Assche, & Roets, 2016), postojů k technologickým inovacím (Chernikova et al., 2017), vyhýbání se konfliktu (Zhang et al., 2017), autoritářství (De keersmaecker et al., 2017), předsudků (např. Burke et al., 2017), sociální projekce norem (De keersmaecker & Roets, 2017), morality (mj. Frederico et al., 2016), kognitivních procesů (např. Kossowska et al., 2018) či rozhodování (kupř. Evans et al., 2017).

Konstrukt NFC (*need for closure*) je v pedagogice zatím využit minimálně (např. DeBacker & Crowson, 2008). Jelikož však v českém prostředí existuje adaptace krátké verze NFCS (NFCS-15-CZ: Širůček & Ježek, 2015; Širůček et al., 2014), je implicitním cílem této studie inspirovat k využívání NFCS-15-CZ výzkumníky v pedagogice, vzdělavatele učitelů při vzdělávání studentů učitelství, při podpoře mentorů studentů učitelství a při dalším vzdělávání učitelů.

## 1 Potřeba kognitivního uzavření

*Potřeba kognitivního uzavření* je konstrukt, který zavedl Kruglanski (1989, 1990) jako součást teorie kognitivně-motivačních aspektů rozhodování. NFC definoval jako individuální potřebu nalézt definitivní odpověď na dané téma, a to jakoukoli odpověď tak, aby se člověk vyhnul nepříjemnému stavu zmatku a nejednoznačnosti (Kruglanski, 1989, s. 337). Jinak řečeno, NFC se projevuje v potřebě činit rozhodnutí a vyhnout se nejednoznačným situacím. Projevuje se dvěma tendencemi, jednak tlakem na uzavření (*seize*), jednak potřebou uzavření udržet (*freeze*). Může ovlivňovat vnímání, interpretaci a rozhodování. Je považována za (relativně) stabilní dispoziční osobnostní rys, který může být dočasně zesílen situačními determinantami (časový tlak, stres) či oslaben (obava z chyby v důsledku překotného úsudku; Webster & Kruglanski, 1994). NFC je posilována vnímaným užitekem z uzavření nebo nevýhodami z neuzavření tématu. V posledních desetiletích byl tento konstrukt rozsáhle zkoumán (přehledy viz Kruglanski, 2004; Kruglanski et al., 2009; Roets et al., 2015; Roets, 2018).

<sup>2</sup> Autoři používají poměrně volně jak variantu *need for closure*, tak *need for cognitive closure*. V českém překladu preferujeme podobu *potřeba kognitivního uzavření*, která vystihuje povahu v našem prostředí méně rozšířeného konstruktů explicitněji.

Od počátků formulace tohoto konstruktů a vytváření nástroje k jeho měření autoři (Webster & Kruglanski, 1994) kladli důraz nejen na různorodé zdroje fenoménu (kognitivní, motivační, situační), ale i na rozmanitost jeho manifestací. Důraz na zdroje a proměnné procesu utváření úsudku považují za podstatný rozdíl oproti starším příbuzným konstruktům, jako jsou tolerance k neurčitosti (Frenkel-Brunswik, 1949), autoritářství (Sanford et al., 1950; dle Webster & Kruglanski, 1994) nebo dogmatismus (Rokeach, 1960; dle Webster & Kruglanski, 1994), které ve větší míře sledují stabilní individuální charakteristiky kotvené v psychodynamických koncepcích vývoje osobnosti než situační proměnné. Reflexe rozmanitosti manifestací je pak podmínkou predikce chování. Také proto je jí věnována zvláštní pozornost i při konstrukci nástroje k měření potřeby kognitivního uzavření.

## 2 Měření potřeby kognitivního uzavření

K měření tohoto rysu sestavili Websterová a Kruglanski (1994) 42položkovou NFC škálu zahrnující pět faset<sup>3</sup>, oblastí projevů vysoké dispoziční NFC:

- 1) řád (preference řádu a struktury v životě, vyhnutí se chaosu a zmatku);
- 2) předvídatelnost (potřeba stabilní informace, neměnicí se v podmínkách a nevykazující výjimky);
- 3) rozhodnost (tlak dospět k rozhodnutí);
- 4) nejednoznačnost (pocit diskomfortu z nejednoznačnosti);
- 5) uzavřenost mysli (neochota konfrontovat své znalosti s alternativními variantami nebo nekonzistentními důkazy).

NFCS škála byla Websterovou a Kruglanským (1994) vyvinuta jako jednodimenzionální, nicméně další autoři (např. Neuberg, Judice, & West, 1997) navrhovali dvoudimenzionální řešení odlišující tendenci k uzavření (*seize*) a jeho neměnění (*freeze*), o čemž se následně vedly diskuse, které vyústily v náhradu položek z fasety rozhodnosti v revidované 41položkové verzi nástroje (Roets & Van Hiel, 2007; aj.). Škála NFCS byla v posledních letech ve výzkumech často používána, obvykle spolu s dalšími nástroji, což vedlo k jejímu různému zkracování, to mimo jiné následně omezilo srovnatelnost výsledků. Proto Roets a Van Hiel (2011) zkonstruovali krátkou verzi NFCS s 15 položkami (dále NFCS-15), která byla posléze validována v dalších jazycích, např. španělštině (Horcajo et al., 2011) či turečtině (Atak, Syed, & Çok, 2017). Českou<sup>4</sup> validaci (NFCS-15-CZ) provedli Širůček a spolupracovníci na celkovém vzorku více než 2500 respondentů ve věku 16 až 43 let (Širůček et al., 2014; Širůček & Ježek, 2015). Cílem naší studie je ověřit faktorovou validitu této české verze nástroje na profesně specifickém vzorku učitelů a studentů učitelství.

<sup>3</sup> Pět faset NFC: *preference of order, preference of predictability, decisiveness, discomfort with ambiguity, closed-mindedness* (Webster & Kruglanski, 1994).

<sup>4</sup> Slovenskou validaci nástroje realizovali Adamovová a Sollár (2009), viz též Sollár a Adamovová (2007).

## 3 Metodologie šetření

### 3.1 Vzorek

Respondenty byli studenti učitelství všeobecně vzdělávacích předmětů pro druhý stupeň základní školy ( $N = 142$ ) a učitelé vyučující na druhém stupni základních škol ( $N = 121$ ). Vzorek studentů učitelství byl konstruován tak, že byli osloveni všichni studenti učitelství Pedagogické fakulty Masarykovy univerzity (PdF MU) v prvním semestru v navazujícím magisterském studiu ( $N = 231$ ). Studenti učitelství mohli, pokud měli zájem, vyplnit dotazník v rámci předmětu *pedagogická psychologie* na PdF MU a reflektovat výsledky ve výuce. Těto možnosti využilo 142 studentů z celkem 231 (návratnost 61 %). Druhou část vzorku tvořili provázející učitelé výše uvedených 142 studentů učitelství na praxích na fakultních a dalších školách převážně v Brně a okolí (návratnost 85 %). Dotazník učitelům zadávali studenti učitelství na praxi, pokud chtěli na semináři porovnat své výsledky se svým provázejícím učitelem. Provázející učitel měl vždy jeden z aprobačních předmětů stejný jako student učitelství.

Vzorek studentů se skládal z 85 % žen a 15 % mužů. Uvedená proporce naznačuje, že nedošlo ke zkreslení vlivem návratnosti. Velká část studentů učitelství v našem vzorku (49 %) vyučovala jazyky (z nich 9 % český jazyk), 23 % přírodovědné a technické předměty, 25 % humanitní předměty a 3 % hudební či výtvarnou výchovu.

Vzorek učitelů tvořilo 83 % (101) žen a 17 % (20) mužů. Učitelé byli v praxi 1 až 39 let (průměrně 18,  $SD = 9,55$ ). Polovina (61) z odpověděvších učitelů měla aprobaci na cizí jazyky, dalších 29 % (35) na přírodovědné předměty nebo matematiku, 48 % (58) na humanitní předměty (výchovy, včetně zeměpisu), 24 % (29) na český jazyk a 11 % (13) na tělesnou výchovu. Celkem 11 % (13) z nich mělo aprobaci na speciální pedagogiku, 5 % (4) na primární stupeň. Celkem 66 % učitelů mělo dva aprobační předměty, 11 % jeden, 21 % tři a 2 % čtyři předměty. Učitelé pracovali jako mentoři studentů učitelství 1 až 30 let (průměrně 6,68 roku,  $SD = 6,64$ ). Celkem 53 % (65) učitelů bylo absolventy PdF MU.

### 3.2 Sběr dat

Dotazník studenti vyplňovali on-line v březnu až červnu 2016 v aplikaci na dotazníková šetření Institutu výzkumu dětí, mládeže a rodiny Fakulty sociálních studií Masarykovy univerzity. Učitelé vyplňovali dotazník v tištěné formě. Studenti i učitelé vyplňovali dotazník v kontextu školy a vyučování, spolu s dotazníkem na řízení třídy v rámci řešení projektu GA ČR na téma řízení třídy, což se může projevit v jejich odpovědích v NFCS-15-CZ.

### 3.3 Metoda

Škála NFCS-15-CZ (Širůček et al., 2014; Širůček & Ježek, 2015) je českou verzí páťnástipoložkové škály (podle Roets & Van Hiel, 2011) vzniklé zkrácením nástroje pů-

vodně vyvinutého Websterovou a Kruglanským (NFCs, *Need for Closure*, 1994, revize Roets & Van Hiel, 2007). Ten měl původně 42/41 položek, takže různí výzkumníci používali často své „idiosynkratické“ verze (Roets & Van Hiel, 2011).

Škála NFCs-15-CZ zachycuje na odpovědní stupnici Likertova typu<sup>5</sup> (1 - vůbec mě nevystihuje, 2 - spíše mě nevystihuje, 3 - vystihuje mě tak napůl, 4 - spíše mě vystihuje, 5 - zcela mě vystihuje) pět základních faset konstruktů potřeby kognitivního uzavření, tedy 1) preferenci uspořádání a pořádku v prostředí, 2) preferenci předvídatelnosti plynoucí z jistých znalostí (*secure knowledge*), 3) rozhodnost jako usilování o uzavření, 4) prožívání diskomfortu v situaci neurčitosti a 5) neochotu nechat své závěry konfrontovat alternativními názory či nekonzistentními fakty (*closed-mindedness*). Každá faseta měla být v NFCs-15-CZ reprezentována třemi položkami (tabulka 1).

**Tabulka 1** Fasety a položky NFCs-15-CZ (dle Širůček et al., 2014; Širůček & Ježek, 2015)

Preferenci uspořádání a pořádku v prostředí	nfc01: Žít dobře uspořádaný život s pravidelným denním rozvrhem mi prostě sedne. nfc02: Stanovit si pevný režim mi pomáhá více si užívat života. nfc03: Líbí se mi jasný a uspořádaný způsob života.
Preferenci předvídatelnosti plynoucí z jistých znalostí	nfc04: Nerad(a) se vystavuji situacím, o nichž dopředu nevím, co mohu očekávat. nfc05: Nerad(a) trávím čas ve společnosti lidí, kteří jsou schopni jednat nepředvídatelně. nfc06: Nemám rád(a) nepředvídatelné situace.
Rozhodnost jako usilování o uzavření	nfc07: Obvyčejně se mi uleví, jakmile se pro něco rozhodnu. nfc08: Když stojím před nějakým problémem, obvykle se snažím dojít k řešení co nejrychleji. nfc12: Pokud nemůžu přijít na řešení problému okamžitě, jsem netrpělivý(á) a podrážděný(á).
Prožívání diskomfortu v situaci neurčitosti	nfc09: Nemám rád(a), když něčí výrok může znamenat spoustu různých věcí. nfc13: Nemám rád(a) nejisté situace. nfc14: Je mi nepříjemné, když nechápu důvod nějaké události, která se mi přihodila.
Uzavřenost mysli	nfc10: Obvykle mne dráždí, když jeden člověk nesouhlasí s něčím, co si myslí všichni ostatní. nfc11: Nepotřebuji se zabývat všemi možnými úhly pohledu na to, abych si udělal(a) vlastní názor. nfc15: Nemám rád(a) otázky, na které lze odpovědět mnoha různými způsoby.

<sup>5</sup> Originální NFC (Roets & Van Hiel, 2011) používá obdobnou odpovědní škálu od 1 (*completely disagree*) do 5 (*completely agree*).

### 3.4 Analýza dat

Tyto fasety společně utvářejí fenomén potřeby uzavření, přičemž paleta modelů měření využitelná k modelování vztahů mezi položkami je poměrně široká. S ohledem na předpoklad, že součtem všech 15 položek vznikne proměnná, která dobře reprezentuje konstrukt potřeby uzavření, se testuje obvykle jednofaktorový model, v němž jsou specifika jednotlivých faset modelována jako kovariance reziduí (lokální závislosti). Lze také uvažovat hierarchický model, v němž jsou fasety modelovány jako faktory a NFC je faktorem druhého řádu syceným fasetovými faktory, nebo jako bifaktorový model, kde je vedle hlavního faktoru NFC syceného všemi položkami modelována ještě pětice fasetových faktorů. Ve zkrácené verzi, která zachycuje každou fasetu pouze třemi položkami, je však jasná identifikace fasetových „faktorů“ problematická. Zde proto prezentujeme variantu jednofaktorového modelu s korelovanými rezidui uvnitř faset (obrázek 1).

## 4 Výsledky

Pomocí balíku lavaan (Rosseel, 2012) v prostředí R (R Core Team, 2018) jsme posuzovali, nakolik je plauzibilním popisem fungování položek NFCS v populaci učitelů a studentů učitelství jednofaktorový model - tj. model, v němž jsou všechny položky syceny právě jedním faktorem. Použili jsme tedy konfirmační faktorovou analýzu (CFA). Využili jsme data od studentů učitelství ( $N = 142$ ) a učitelů ( $N = 121$ ). Dále jsme testovali, zda jsou parametry tohoto jednofaktorového modelu shodné s parametry téhož modelu získanými na referenčních datech z projektu GA ČR *Od rozhodnosti k autoritářství: Potřeba kognitivního uzavření (2015-2017)* realizovaném na FSS MU (Širůček, Cígler, Ježek). Tímto testováním invariance modelu měření napříč populacemi se zjišťuje, zda položky mají pro respondenty ve všech srovnávacích populacích stejný význam vzhledem k měřenému konstrukt. Vzhledem k malé velikosti vzorku jsme skupiny nesrovnávali mezi sebou navzájem, ale vždy s referenčním vzorkem.

Popisné statistiky proměnných pro jednotlivé skupiny jsou uvedeny v tabulce 2. Položky jsou v CFA modelovány jako kategorické ordinální s využitím estimátoru WLSMV korigujícím odchylky od normality rozložení položek. Četnosti jednotlivých odpovědí na jednotlivé položky zde neuvádíme. U naprosté většiny položek odpovídalo rozložení odpovědí unimodálnímu rozložení, přičemž šikmost a špičatost tohoto rozložení jen výjimečně přesahovaly hodnotu  $|1|$ . Chybějících odpovědí bylo méně než 1 %.

Pohled na matice polychorických korelací mezi položkami (tabulka 3) naznačuje, že drtivá většina korelací je kladná, avšak spíše nízká. Pouze v rámci některých faset jsou korelace vyšší. Potěšující je, že jsou si tři prezentované korelační matice velmi podobné.

Tabulka 2 Deskriptivní statistiky položek NFCS-15-CZ

pol.	Studenti (N = 139-142)				Učitelé (N = 120-121)				Referenční vzorek (N = 611)			
	M	SD	Šík	Špi	M	SD	Šík	Špi	M	SD	Šík	Špi
01	3,34	0,97	-0,34	0,05	3,48	0,85	-0,34	0,10	3,20	1,00	-0,20	-0,58
02	3,12	1,11	-0,27	-0,66	3,18	0,90	-0,36	-0,20	2,99	1,08	-0,06	-1,01
03	3,49	0,97	-0,30	-0,46	3,36	0,88	-0,53	0,13	3,32	1,08	-0,20	-0,83
04	3,35	1,08	-0,26	-0,64	3,17	1,01	-0,09	-0,49	3,08	1,17	-0,01	-0,99
05	2,89	1,00	-0,03	-0,71	2,88	0,97	0,08	-0,53	2,70	1,10	0,25	-0,83
06	3,18	1,07	-0,18	-0,65	3,06	1,02	-0,07	-0,48	3,00	1,14	< 0,01	-0,99
07	3,69	0,98	-0,62	-0,12	3,53	0,99	-0,64	0,09	3,81	1,05	-0,76	-0,10
08	3,65	0,90	-0,55	-0,24	3,58	0,98	-0,72	0,25	3,41	1,08	-0,30	-0,77
09	3,01	1,04	-0,01	-0,60	2,56	0,91	0,25	-0,06	3,24	1,14	-0,20	-0,91
10	3,47	1,00	-0,56	-0,16	3,16	0,92	-0,37	-0,48	3,53	1,03	-0,42	-0,56
11	3,68	0,92	-0,43	-0,38	3,30	0,95	-0,50	-0,26	3,79	1,10	-0,71	-0,42
12	3,31	0,97	-0,18	-0,69	3,08	0,97	-0,11	-0,94	3,30	1,21	-0,22	-1,02
13	2,24	1,00	0,57	-0,38	2,13	0,95	0,73	0,43	1,95	1,01	1,08	0,68
14	2,43	1,01	0,53	-0,31	2,45	1,06	0,30	-0,74	2,13	1,05	0,86	0,05
15	2,68	1,00	0,25	-0,52	2,50	1,02	0,51	-0,38	2,28	1,09	0,75	-0,14

Poznámka: Ve všech vzorcích byly u všech položek využity všechny odpovědní možnosti.

Šík = šikmost, Špi = špičatost rozložení.

Tabulka 3 Korelační matice položek (polychorické korelace). Pod diagonálou studenti, nad ní učitelé, v druhé matici referenční vzorek

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
nfc01		<b>0,62</b>	<b>0,56</b>	<b>0,29</b>	<b>0,24</b>	<b>0,24</b>	<b>0,28</b>	<b>0,35</b>	-0,04	<b>0,24</b>	0,17	0,07	-0,10	0,06	0,08
nfc02	0,68		<b>0,59</b>	<b>0,3</b>	<b>0,26</b>	<b>0,30</b>	<b>0,29</b>	<b>0,31</b>	0,12	0,22	0,12	0,05	-0,04	0,05	0,06
nfc03	0,64	0,65		<b>0,35</b>	<b>0,29</b>	<b>0,29</b>	<b>0,27</b>	0,20	0,11	0,22	0,15	0,08	0,08	0,05	0,05
nfc04	0,28	0,23	<b>0,36</b>		<b>0,46</b>	<b>0,63</b>	0,17	0,11	0,00	<b>0,48</b>	0,21	0,23	0,10	0,10	0,06
nfc05	0,22	<b>0,33</b>	<b>0,33</b>	<b>0,43</b>		<b>0,60</b>	0,24	0,15	0,02	<b>0,38</b>	0,17	0,20	0,09	0,16	0,21
nfc06	<b>0,30</b>	<b>0,32</b>	<b>0,37</b>	<b>0,61</b>	<b>0,58</b>		<b>0,32</b>	0,07	0,12	<b>0,52</b>	<b>0,26</b>	0,19	0,10	0,08	<b>0,26</b>
nfc07	<b>0,30</b>	<b>0,26</b>	<b>0,26</b>	<b>0,28</b>	0,19	<b>0,26</b>		0,15	0,14	<b>0,31</b>	0,19	0,04	0,01	0,01	0,14
nfc08	0,21	0,22	<b>0,25</b>	-0,05	0,08	0,01	0,22		0,05	0,07	0,01	0,2	-0,14	0,16	0,00
nfc09	0,11	0,17	0,03	<b>0,26</b>	0,12	0,22	0,22	0,10		<b>0,29</b>	0,11	0,00	0,19	<b>0,25</b>	0,17
nfc10	<b>0,27</b>	<b>0,27</b>	<b>0,36</b>	<b>0,58</b>	<b>0,34</b>	<b>0,63</b>	<b>0,32</b>	0,02	<b>0,37</b>		<b>0,38</b>	<b>0,29</b>	0,12	0,14	0,21
nfc11	0,02	0,10	0,14	<b>0,28</b>	0,19	0,26	0,20	-0,02	0,24	0,34		0,17	0,11	0,01	0,21
nfc12	0,17	0,27	0,24	0,15	0,23	0,12	0,23	0,13	0,07	0,18	0,21		0,18	-0,01	<b>0,25</b>
nfc13	0,13	0,22	0,15	0,18	0,23	0,17	0,12	0,05	<b>0,29</b>	0,12	0,21	0,11		0,29	<b>0,35</b>
nfc14	0,20	0,21	0,17	0,13	0,21	0,12	0,07	0,14	0,22	0,03	0,03	0,02	<b>0,24</b>		0,17
nfc15	0,07	0,16	0,15	0,18	0,14	0,11	0,21	0,00	<b>0,24</b>	<b>0,25</b>	0,23	0,17	<b>0,30</b>	<b>0,36</b>	

Refe- renční vzorek	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
nfc02	0,72														
nfc03	0,73	0,66													
nfc04	0,37	0,32	0,48												
nfc05	0,32	0,24	<b>0,38</b>	<b>0,51</b>											
nfc06	<b>0,43</b>	<b>0,34</b>	<b>0,51</b>	<b>0,74</b>	<b>0,63</b>										
nfc07	<b>0,24</b>	<b>0,25</b>	<b>0,27</b>	<b>0,25</b>	0,16	<b>0,28</b>									
nfc08	0,17	0,17	0,20	0,05	0,09	0,09	0,17								
nfc09	0,18	<b>0,24</b>	<b>0,25</b>	<b>0,26</b>	0,23	<b>0,28</b>	<b>0,30</b>	<b>0,33</b>							
nfc10	0,40	<b>0,39</b>	<b>0,51</b>	<b>0,63</b>	<b>0,49</b>	<b>0,67</b>	<b>0,38</b>	0,16	<b>0,42</b>						
nfc11	0,19	0,22	<b>0,28</b>	<b>0,33</b>	<b>0,31</b>	<b>0,39</b>	<b>0,28</b>	0,16	<b>0,33</b>	<b>0,38</b>					
nfc12	<b>0,24</b>	0,19	<b>0,25</b>	<b>0,28</b>	<b>0,34</b>	<b>0,31</b>	0,16	0,10	<b>0,29</b>	<b>0,39</b>	<b>0,43</b>				
nfc13	0,14	0,13	0,23	<b>0,24</b>	<b>0,28</b>	<b>0,32</b>	0,09	0,08	<b>0,30</b>	<b>0,25</b>	0,17	<b>0,31</b>			
nfc14	0,11	0,10	0,16	0,09	0,13	0,11	0,00	0,10	0,18	0,09	0,02	0,15	<b>0,25</b>		
nfc15	0,16	0,19	0,23	<b>0,24</b>	<b>0,31</b>	<b>0,33</b>	0,10	0,06	0,22	<b>0,36</b>	<b>0,28</b>	<b>0,44</b>	<b>0,47</b>	<b>0,27</b>	

Poznámka: Tučně zvýrazněné korelace jsou nejtěsnější, kurzivou a tučně jsou méně těsné, nezvýrazněné jsou málo těsné až nezávislé vztahy.

Model NFCS byl specifikován jako jednofaktorový s reziduálními kovariancemi uvnitř trojic položek reprezentujících jednotlivé fasety. Model jsme postupně odhadli na datech všech tří skupin a pak na sloučeném vzorku. Na vzorcích studentů učitelství a učitelů má model poněkud horší shodu s daty (tabulka 4). Vzhledem k tomu, že jde o malé a specifické vzorky, lze zejména u RMSEA očekávat zhoršení. Specifický rozdíl lze vysledovat ze škálovacího faktoru  $c$ , který odráží míru multivariační špičatosti rozložení položek. Odsud si lze povšimnout, že špičatost rozložení odpovědí ve vzorku studentů a učitelů je méně negativní než v referenčním vzorku - studenti učitelství i učitelé totiž byli méně ochotní volit krajní body odpovědních škál.

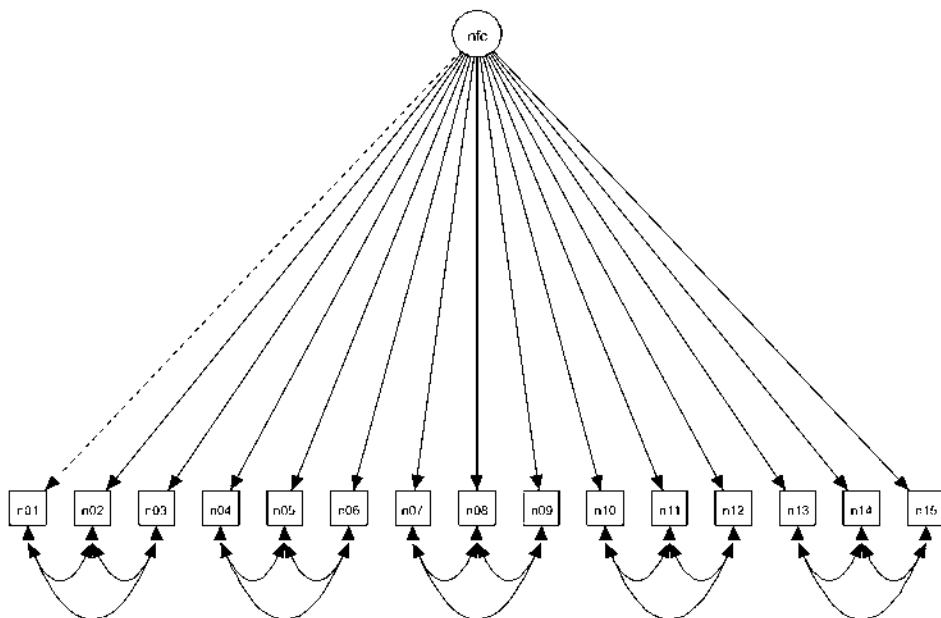
**Tabulka 4** Ukazatele shody CFA modelu s daty pro skupinu studentů učitelství, učitelů, referenční vzorek a všechny vzorky sloučené dohromady

	Studenti	Učitelé	Referenční vzorek	Sloučený
$N$	142	121	611	874
S-B škálovaný $\chi^2$	183,6	166,2	262,2	418,9
$df$	75	75	75	75
$p$	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001
Škálovací faktor $c$	1,018	1,060	0,762	0,765
$CFI$	0,930	0,946	0,973	0,966
$RMSEA$	0,104	0,102	0,064	0,073
$SRMR$	0,092	0,089	0,049	0,052



**Tabulka 5** Vybrané standardizované parametry CFA modelu s daty pro skupinu studentů učitelství, učitelů, referenční vzorek a všechny vzorky sloučené dohromady

	Studenti	Učitelé	Referenční vzorek	Sloučený
Náboje na NFC faktoru				
1	0,45	0,47	0,50	0,48
2	0,48	0,43	0,45	0,44
3	0,55	0,50	0,62	0,60
4	0,69	0,68	0,68	0,68
5	0,62	0,66	0,60	0,60
6	0,75	0,75	0,76	0,76
7	0,48	0,52	0,39	0,41
8	0,23	0,30	0,20	0,22
9	0,41	0,25	0,47	0,43
10	0,85	0,83	0,88	0,86
11	0,42	0,38	0,52	0,48
12	0,40	0,32	0,52	0,48
13	0,38	0,12	0,40	0,36
14	0,35	0,18	0,18	0,20
15	0,35	0,32	0,46	0,43
Korelace reziduí				
01-02	0,74	0,82	0,68	0,71
01-03	0,66	0,69	0,65	0,66
02-03	0,69	0,75	0,58	0,62
04-05	0,20	0,23	0,18	0,20
04-06	0,42	0,53	0,49	0,49
05-06	0,49	0,49	0,36	0,40
07-08	0,20	0,01	0,10	0,09
07-09	0,11	0,04	0,15	0,15
08-09	0,05	0,01	0,27	0,18
10-11	0,05	0,35	-0,20	-0,02
10-12	-0,27	0,20	-0,19	-0,11
11-12	0,03	0,12	0,23	0,21
13-14	0,16	0,29	0,20	0,22
13-15	0,24	0,32	0,36	0,35
14-15	0,38	0,08	0,21	0,23



Obrázek 1 Jednofaktorový model s korelovanými rezidui uvnitř faset

Porovnáme-li náboje položek na faktoru NFC (tabulka 5), jsou velmi podobné. S výjimkou položky 13 se standardizované náboje na vzorku učitelů a studentů učitelství neliší od nábojů na referenčním vzorku o více než 0,15. Rozdíly ve velikostech reziduálních korelací jsou místy větší, ale až na korelace reziduí ve fasetě tvořené položkami 10, 11 a 12 se od referenčního vzorku interpretovatelně neliší. Pro podporu tohoto srovnání jsme provedli formální testy invariance modelu měření - tedy testy toho, zda se uvedené parametry modelu mezi vzorky liší. S ohledem na malou velikost vzorku (a fakt, že vzorky studentů učitelství a učitelů nejsou nezávislé) jsme srovnávali zvláště vzorek studentů učitelství a vzorek učitelů s referenčním vzorkem. Shrnutí těchto srovnání obsahuje tabulka 6. Řádek s konfigurálně invariantním modelem zde představuje základ, proti kterému se srovnávají modely, které mají postupně více parametrů omezených tak, aby se nemohly lišit napříč skupinami. Slabou invariancí pak rozumíme rovnost nábojů položek na faktoru NFC, silnou invariancí rovnost nábojů i prahů (průměrů) položek a konečně striktní invariance vyžaduje navíc i rovnost reziduálních rozptylů položek. Jsou-li modely měření napříč populacemi slabě invariantní, můžeme napříč těmito populacemi pomocí strukturního modelu srovnávat korelace měřeného faktoru s dalšími proměnnými. Nemůžeme však ve strukturním modelu napříč populacemi srovnávat průměry měřeného faktoru - k tomu je nutná silná invariance. Konečně striktní invariance je nutným požadavkem k tomu, abychom mohli považovat za srovnatelné součtové skóre.

Ze srovnání plyne, že v souladu s prvotními dojmy můžeme považovat tento model měření škály NFCS-15-CZ za slabě invariantní napříč třemi použitými vzorky. Náboje na faktor NFC lze považovat za shodné. O silné a striktní invariance je však na místě pochybovat. Zafixováním prahů (parametrů vztahu mezi kategorickými odpověďmi na položku a latentní spojitou proměnnou, která naši kategorickou položku v modelu zastupuje) napříč skupinami se shoda modelu mírně, avšak signifikantně zhoršila. Zhoršení se neprojevilo ve všech ukazatelích - *CFI* a *RMSEA* se mění minimálně. I když je tedy bezpečnější škálu NFCS analyticky používat ve strukturních modelech, kde lze faktor potřeby uzavření explicitně modelovat, nemělo by být zásadně problematické ani sečtení všech položek do součtového skóru, s nímž by se pak pracovalo tradičními statistickými technikami.

**Tabulka 6** Výsledky testování invariance modelu měření (s korekcí dle Satorra & Bentler, 2010)

Studenti versus referenční vzorek							
<i>Model</i>	<i>df</i>	S-B škálovaný $\chi^2$	Rozdíl $\chi^2$ (korigovaný)	Rozdíl <i>df</i>	<i>p</i>	<i>CFI</i>	<i>RMSEA</i>
Konfigurální	150	343,8				0,966	0,071
Slabá	164	375,5	6,4	14	0,956	0,976	0,057
Silná	194	411,4	48,8	30	0,017	0,972	0,057
Striktní	209	450,8	15,9	15	0,387	0,972	0,055
Učitelé versus referenční vzorek							
	<i>df</i>	S-B škálovaný $\chi^2$	Rozdíl $\chi^2$ (korigovaný)	Rozdíl <i>df</i>	<i>p</i>	<i>CFI</i>	<i>RMSEA</i>
Konfigurální	150	327,9				0,969	0,069
Slabá	164	386,2	9,3	14	0,813	0,977	0,056
Silná	194	435,7	65,7	30	< 0,001	0,972	0,057
Striktní	209	483,4	16,7	15	0,334	0,972	0,055

Vnitřní konzistenci součtové škály všech 15 položek lze považovat za uspokojivou (tabulka 7). Vedle tradičního ukazatele alfa, který je zatížen mnoha předpoklady, jež často nebývají splněny, uvádíme také McDonaldovu hierarchickou omegu a omegu total. Ty odrážejí reliabilitu přesněji v jejich různých významech. Zatímco hierarchická omega vypovídá o tom, jak velká část rozptylu všech položek je vysvětlitelná faktorem potřeby uzavření, omegu total vypovídá o tom, jak velká je veškerá reliabilní část rozptylu všech položek. Omegu total tak je spodním odhadem test-retestové reliability. Hierarchická omega oproti omegu total spíše ukazuje, jak velká část onoho reliabilního rozptylu je konstruktově relevantní, tedy reprezentuje potřebu uzavření. Vzhledem k rozdílu mezi omegou total a McDonaldovou hierarchickou omegou je třeba nezapomínat na to, že nezanedbatelná část reliabilního rozptylu součtové škály nereprezentuje konstrukt NFC, ale specifika jednotlivých faset. S ohledem na to doporučujeme opatrnost při interpretaci vztahů mezi součtovým skórem NFC

- 12 a dalšími proměnnými, protože korelace nemusí odrážet pouze vztah s NFC, ale také se specifickými fasetovými faktory, které ve zkrácené podobě škály NFCS-15-CZ nelze spolehlivě modelovat.

Tabulka 7 Ukazatele vnitřní konzistence

	Studenti	Učitelé	Referenční	Sloučený
Cronbachova alfa	0,85	0,82	0,86	0,85
Omega <i>h</i> (McDonald)	0,75	0,69	0,76	0,75
Omega total	0,87	0,85	0,87	0,87

## 5 Diskuse

Cílem naší studie bylo představit na vybraném (profesně specifickém) vzorku učitelů a studentů učitelství strukturu škály potřeby kognitivního uzavření (*Need for Closure Scale* - NFCs: Roets & Van Hiel, 2011, v adaptaci Širůček et al., 2014; Širůček & Ježek, 2015), k čemuž jsme využívali konfirmační faktorovou analýzu. Zjišťovali jsme, zda měření konstruktů potřeby kognitivního uzavření u vybrané profesně specifické skupiny učitelů a studentů učitelství poskytne podobné výsledky jako u nespecifické populace. Na základě naší analýzy lze konstatovat, že škála NFCS-15-CZ (Širůček et al., 2014; Širůček & Ježek, 2015) vykazuje na vzorku studentů učitelství i jejich provázejících učitelů adekvátní psychometrické vlastnosti. Identifikovaná struktura škály koresponduje se strukturou škály u profesně nespecifické populace. Tyto výsledky by však bylo vhodné ověřit na větším a reprezentativním vzorku vzhledem k cíli představení struktury škály na učitelích a studentech učitelství. V případě naší studie je třeba brát v potaz limity studie dané malou velikostí našeho vzorku a typem výběru vzorku (studenti učitelství prvního ročníku navazujícího magisterského studia PdF MU, provázející učitelé a převážně z okolí Brna, atd.).

Z hlediska našeho cíle inspirovat k používání škály v pedagogickém výzkumu, případně diagnostice, lze obecně konstatovat, že škálu lze doporučit pro používání ve výzkumech učitelů i studentů učitelství. Vzhledem k tomu, že se jedná o krátkou, patnáctipoložkovou škálu, je vhodná pro výzkumy kombinující více nástrojů. Jelikož jde o mezinárodně široce používaný nástroj v nejrůznějších oblastech sociálněvědního zkoumání, umožňuje jeho česká varianta zapojení se vlastními výsledky do mezinárodní diskuse nad tématy spojenými s potřebou kognitivního uzavření. Položky škály NFCS-15-CZ přesně korespondují s položkami originální anglické verze škály (Roets & Van Hiel, 2011), což usnadňuje prezentaci výsledků v mezinárodním prostředí a jejich srovnatelnost napříč jazykově-kulturním kontextem. I když je poměrně bezpečné pracovat se součtovým skórem ze všech 15 položek a využívat jej napříč širokou paletou statistických či diagnostických použití, je vhodné používat analýzy latentními proměnnými, které umožňují faktor potřeby uzavření explicitně modelovat.

Z hlediska pedagogického výzkumu se nabízí široká paleta oblastí ke zkoumání vztahu konstruktů potřeby kognitivního uzavření s dalšími psychologicko-pedagogickými konstrukty, jako jsou učitelovo sebehodnocení, sebepojetí v roli učitele, přesvědčení o vlastní účinnosti (*self-efficacy*), didaktická transformace učiva, zaměření motivace, konformita, konzervativismus, typy morálního založení, přístup k inovacím ve škole, schopnost autonomního jednání či multitasking učitele při řízení třídy. Ve všech těchto oblastech je potenciál pro zjištění zásadních souvislostí, jelikož například v psychologických výzkumech byly podobné typy vztahů identifikovány (vztah NFC a typů morality: Frederico et al., 2016; negativní vztah NFC a multitaskingu: Szumowska, Poplawska-Boruc, & Kossowska, 2018; vztah NFC a negativního hodnocení homo- a bisexuálů: Burke et al., 2017; negativní vztah NFC a používání nových technologií: Chernikova et al., 2017; atd.). Jak ukazují dosavadní výzkumy, škála koreluje nejen s přesvědčeními a postoji, ale i chováním a v některých případech může být použita místo tradičních nástrojů diagnostiky osobnosti (srov. Širůček et al., 2014).

Příkladem využití škály NFCS-15-CZ jako jednoho z nástrojů ve výzkumu, kde je zjišťován vztah tohoto stabilního, zásadního osobnostního rysy učitele (potřeby kognitivního uzavření), může být náš navazující výzkum, kde s potřebou kognitivního uzavření pracujeme jako jedním z (potenciálních) prediktorů řízení třídy provázejícími učiteli a studenty učitelství na praxi, konkrétně strategií managementu chování (*behavioral management*) a výuky (*instructional management*). Ukazuje se například, že čím vyšší dispoziční potřebu kognitivního uzavření provázející učitelé a studenti učitelství reportují, tím silnější reportují kontrolu v oblasti managementu chování žáků ve třídě (Vlčková & Mareš, 2017).

Další oblastí pro potenciální využití škály je i pregraduální a další vzdělávání učitelů. Blömekeová, Gustafsson a Shavelson (2015) poukazují na to, že při výběru (a rozvoji) lidí se můžeme soustředit jak na posuzování dispozic, tak na chování lidí v konkrétní situaci. Pro pedagogický výzkum i profesní praxi považují za důležité se věnovat přípravě (*training*), která vychází ze znalosti charakteristik účastníků edukace (podobně jako Sternberg & Grigorenko, 2003; Koepfen et al., 2008; aj.). To umožňuje neuvažovat pouze selektivně (*Hodí / nehodí se studující pro konkrétní profesní aktivity?*), ale rozvojově (*Jakým způsobem individualizovat příležitosti k učení vedoucí k požadovaným kompetencím?*). K tomuto způsobu práce je vhodný právě nástroj, který kromě relativně stabilní „dispoziční“ charakteristiky identifikuje i její fasety, reprezentující konkrétní manifestace na úrovni tendencí ke způsobu rozhodování a chování a jehož teoretické zázemí operuje se schopnostmi jako s proměnnými, které se podílejí na výsledné podobě reakcí.

Do budoucna by škála NFCS-15-CZ mohla být upravena v ČR také pro žáky. Případně by šlo využít škály DeBackerové a Crowsona (2008) z USA na měření NFC ve školní třídě. Mohli bychom tak získat přesnější poznatky o vztahu potřeby kognitivního uzavření a postupů žáků při učení, jejich postojích atd. Potřeba kognitivního uzavření má například vliv na kognitivní procesy spojené s řešením problémů, jako jsou hledání alternativ řešení, jejich vyhodnocování a reakce na ně (Kruglanski, 1989;

- 14 Kruglanski & Webster, 1996; Richter & Kruglanski, 1998). Doložen byl kupříkladu také vztah NFC, učebních cílů a kognitivní angažovanosti ve výuce (DeBacker & Crowson, 2006). Potřeba kognitivního uzavření se tak stala relevantním zásadním konstruktem ve výzkumu učení a vyučování.

### Literatura

- Adamovová, L., & Sollar, T. (2009). Overovanie validity Škály na zistovanie potreby kognitívnej uzavretosti. In L. Golecká, J. Gurňáková, & I. Ruisel (Eds.), *Sociálne procesy a osobnosť* (s. 223-232). Bratislava: Ústav experimentálnej psychológie SAV.
- Atak, H., Syed, M., & Çok, F. (2017). Examination of psychometric properties of the Need for Closure Scale - Short Form among Turkish college students. *Archives of Neuropsychiatry*, 54(2), 175-182.
- Blömeke, S., Gustafsson, J. E., & Shavelson, R. J. (2015). Beyond dichotomies. *Zeitschrift für Psychologie*, 223(1), 3-13.
- Burke, S. E., Dovidio, J. F., LaFrance, M., Przedworski, J. M., Perry, S. P., Phelan, S. M., ... van Ryn, M. (2017). Beyond generalized sexual prejudice: Need for closure predicts negative attitudes toward bisexual people relative to gay/lesbian people. *Journal of Experimental Social Psychology*, 71, 145-150.
- De keersmaecker, J., & Roets, A. (2017). Group-centrism in the absence of group norms: The role of need for closure in social projection. *Motivation and Emotion*, 41(5), 591-599.
- De keersmaecker, J., Roets, A., Dhont, K., Van Assche, J., Onraet, E., Van Hiel, A. (2017). Need for closure and perceived threat as bases of right-wing authoritarianism: A longitudinal moderation approach. *Social Cognition* [Special Issue: *Beyond Threat and Uncertainty: The Underpinnings of Conservatism*] 35(4), 433-449.
- De keersmaecker, J., Van Assche, J., & Roets, A. (2016). Need for closure effects on affective and cognitive responses to culture fusion. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 47(10), 1294-1306.
- DeBacker, T. K., & Crowson, H. M. (2006). Influences on cognitive engagement and achievement: Personal epistemology and achievement motives. *British Journal of Educational Psychology*, 76(3), 535-551.
- DeBacker, T. K., & Crowson, H. M. (2008). Measuring need for closure in classroom learners. *Contemporary Educational Psychology*, 33(4), 711-732.
- Evans, N. J., Rae, B., Bushmakin, M., Rubin, M., & Brown, S. (2017). Need for closure is associated with urgency in perceptual decision-making. *Memory & Cognition*, 45(7), 1193-1205.
- Federico, Ch. M., Ekstrom, P., Reifen Tagar, M., & Williams, A. L. (2016). Epistemic motivation and the structure of moral intuition: Dispositional need for closure as a predictor of individualizing and binding morality. *European Journal of Personality*, 30(3), 227-239.
- Frenkel-Brunswik, E. (1949). Intolerance of ambiguity as an educational and perceptual personality variable. *Journal of Personality*, 18, 108-143.
- Horcajo, J., Díaz, D., Gandarillas, B., & Briñol, P. (2011). Adaptación al castellano del test de necesidad de cierre cognitivo. *Psicothema*, 23(4), 864-870.
- Chernikova, M., Kruglanski, A., & Giovannini, D., et al. (2017). Need for closure and reactions to innovation. *Journal of Applied Social Psychology*, 47(9), 473-481.
- Koepfen, K., Hartig, J., Klieme, E., & Leutner, D. (2008). Current issues in competence modeling and assessment. *Zeitschrift für Psychologie / Journal of Psychology*, 216(2), 61-73.
- Kossowska, M., Szumowska, M., Dragon, P., Jaško, K., & Kruglanski, A. W. (2018). Disparate roads to certainty processing strategy choices under need for closure. *European Review of Social Psychology*, 29(1), 161-211.
- Kruglanski, A. W. (1989). *Lay epistemics and human knowledge, cognitive and motivational bases*. New York: Plenum.

- Kruglanski, A. W. (1990). Lay epistemic theory in social-cognitive psychology. *Psychological Inquiry*, 1(3), 181-197.
- Kruglanski, A. W. (2004). *The psychology of closed mindedness*. New York: Psychology Press.
- Kruglanski, A. W., Dechesne, M., Orehek, E., & Pierro, A. (2009). Three decades of lay epistemics: The why, how, and who of knowledge formation. *European Review of Social Psychology*, 20(1), 146-191.
- Kruglanski, A. W., & Webster, D. M. (1996). Motivated closing of the mind: Seizing and freezing. *Psychological Review*, 103(2), 263-283.
- Neuberg, S. L., Judice, T. N., & West, S. G. (1997). What the Need for Closure Scale measures and what it does not: Toward differentiating among related epistemic motives. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72(6), 1396-1412.
- R Core Team (2018). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Dostupné z <https://www.R-project.org>.
- Richter, L., & Kruglanski, A. W. (1998). Seizing on the latest: Motivationally driven recency effects in impression formation. *Journal of Experimental Social Psychology*, 34(4), 313-329.
- Roets, A. (2018). Three decades of need for closure research: About epistemic goals and (not) means. In C. Kopetz & A. Fishbach (Eds.), *The motivation-cognition interface: From the lab to the real world: A festschrift in Honor of Arie W. Kruglanski* (s. 39-55). Abingdon: Routledge.
- Roets, A., Kruglanski, A. W., Kossowska, M., Pierro, A., & Hong, Y. (2015). The motivated gatekeeper of our minds: New directions in need for closure theory and research. In J. Olson & M. Zanna (Eds.), *Advances in Experimental Social Psychology* (sv. 52, s. 221-283). London: Academic Press.
- Roets, A., & Van Hiel, A. (2007). Separating ability from need: Clarifying the dimensional structure of the Need for Closure Scale. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 33(2), 266-280.
- Roets, A., & Van Hiel, A. (2011). Item selection and validation of a brief, 15-item version of the Need for Closure Scale. *Personality and Individual Differences*, 50(1), 90-94.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. Dostupné z <http://www.jstatsoft.org/v48/i02>.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2010). Ensuring positiveness of the scaled difference chi-square test statistic. *Psychometrika*, 75(2), 243-248.
- Sollár, T., & Adamovová, L. (2007). Potreba kognitívnej uzavretosti: teoretické a empirické skúsenosti v slovenských podmienkach. In P. Humpolíček, M. Svoboda, & M. Blatný (Eds.), *Sociální procesy a osobnost: sborník příspěvků 10. ročníku konference* (s. 392-398). Brno: MSD.
- Sternberg, R. J., & Grigorenko, E. L. (2003). Teaching for successful intelligence: Principles, procedures, and practices. *Journal for the Education of the Gifted*, 27(2-3), 207-228.
- Szumowska, E., Poplawska-Boruc, A., & Kossowska, M. (2018). How many things do you (like to) do at once? The relationship between need for closure and multitasking preference and behavior. *Personality and Individual Differences*, 134, 222-231.
- Širůček, J., & Ježek, S. (2015). *Česká verze škály potřeby kognitivního uzavření (NFCS-15-CZ). Projekt GA ČR Od rozhodnosti k autoritářství: Potřeba kognitivního uzavření (2015-2017)*. Brno: FSS MU.
- Širůček, J., Tápal, A., & Linhartová, P. (2014). Potreba poznávání: Studie psychometrických charakteristik zkrácené české verze Škály potřeby poznávání. *Československá psychologie*, 58(1), 52-61.
- Vlčková, K., & Mareš, J. (2017). Strategie řízení třídy u studentů učitelství na praxích a jejich cvičných učitelů z hlediska potřeby kognitivní uzavřenosti (prezentace, abstrakt). In S. Michek, J. Vondroušová & J. Vítová (Eds.), *Vliv technologií v oblasti vzdělávání a v pedagogickém výzkumu* (s. 77-78). Hradec Králové: PdF UHK.
- Webster, D. M., & Kruglanski, A. W. (1994). Individual differences in need for cognitive closure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67(6), 1049-1062.

- 16** Zhang, Z., Wei, X., & Chao, M. M., et al. (2017). When do conflicts feel right for prevention-focused individuals? The debiasing effect of low need for closure. *Management and Organization Review*, 13(2), 375-397.

doc. Mgr. et Mgr. Kateřina Vlčková, Ph.D., katedra pedagogiky  
Masarykova univerzita, Pedagogická fakulta  
Pořičí 31, 603 00 Brno  
e-mail: vlckova@ped.muni.cz

doc. Mgr. Stanislav Jeřek, Ph.D.,  
Institut výzkumu dětí, mládeže a rodiny, katedra psychologie  
Masarykova univerzita, Fakulta sociálních studií  
Jořtova 218/10, 602 00 Brno  
e-mail: stan@fss.muni.cz

Mgr. Tomáš Kohoutek, Ph.D., katedra psychologie  
Masarykova univerzita, Pedagogická fakulta  
Pořičí 31, 603 00 Brno  
e-mail: kohoutekt@ped.muni.cz

Mgr. et Mgr. Jan Mareš, Ph.D., katedra psychologie  
Masarykova univerzita, Pedagogická fakulta  
Pořičí 31, 603 00 Brno  
e-mail: mares@ped.muni.cz