

# Klima učitelského sboru: úprava dotazníku OCDQ-RS pro podmínky českých škol<sup>1</sup>

Martin Chvál, Petr Urbánek

Univerzita Karlova v Praze, Pedagogická fakulta, Ústav výzkumu a rozvoje vzdělávání

Redakci zasláno 28. 2. 2014 / upravená verze obdržena 10. 9. 2014 /  
k uveřejnění přijato 6. 10. 2014

**Abstrakt:** Cílem metodologické studie je představení psychometrických vlastností dotazníku KUS, a to i v porovnání s vlastnostmi originální verze OCDQ-RS a jeho slovenskou adaptací. V úvodní teoretické části je představen dotazník organizačního klimatu škol OCDQ-RS, jeho vznik a slovenská standardizace. Po upřesnění cíle studie následuje představení vzniku a výsledné verze dotazníku KUS, který je úpravou OCDQ-RS. Protože jsou některé výsledky porovnávány se známými psychometrickými vlastnostmi OCDQ-RS z USA, ze slovenské adaptace i nestandardizované české verze, jsou dále charakterizovány odpovídající datové soubory. Následují výsledky psychometrických analýz, diskuse zdůvodňující opuštění souhrnného indexu otevřenosti klimatu v dotazníku KUS oproti OCDQ-RS a orientační normy a odhadované chyby měření jednotlivých indexů KUSu. Po shrnujících závěrech jsou pojmenována i hlavní omezení studie. Výzkumný vzorek tvořilo 1823 učitelů ze 77 převážně základních škol. Návratnost dotazníků za školu byla minimálně 70 %. Data byla analyzována položkovou analýzou podle klasické teorie testů, exploratorní faktorovou analýzou, doplňkově i konfirmatorní faktorovou analýzou. Vnitřní konsistence indexů byla zjišťována pomocí Cronbachova alfa, ANOVA a standardní chyby měření indexů KUSu. Některé analýzy jsou s jednotkou *učitel* i škola. U dotazníku KUS byly zachovány čtyři indexy: podpora sboru vedením školy, angažovanost učitelů, frustrace učitelů, přátelské vztahy ve sboru. Pátý index direktivity ředitele byl nahrazen konotativně neutrálním pevnost vedení školy. Všechny indexy vykazují dostatečné hodnoty Cronbachova alfa v rozpětí od 0,84 do 0,96. Počet položek byl oproti OCDQ-RS navýšen z 34 na 40.

**Klíčová slova:** OCDQ-RS, KUS, klima učitelského sboru, standardizace, faktorová analýza

<sup>1</sup> Text je výstupem řešení projektu GA ČR *Nerovné podmínky škol – nerovné šance žáků* (číslo P407/11/1556).

V 80. letech minulého století vytvořili Hoy, Tarter a Kottkamp (1991) dva dotazníky zjišťující organizační klima škol. Jeden OCDQ-RE (*Organizational Climate Description Questionnaire for elementary schools*) byl určen pro první stupeň základních škol, druhý OCDQ-RS (*Organizational Climate Description Questionnaire for secondary schools*) pro druhý stupeň základních škol a pro střední školy. Východiskem jim byl teoretický koncept organizačního klimatu školy a z něho vycházející podoba dotazníku OCDQ od Halpina a Crofta z roku 1963 (Halpin & Croft, 1963). Ti navrhli 64položkový dotazník zaměřený na 8 oblastí klimatu základních škol, 4 se vztahují k učitelскому sboru (*disengagement, hindrance, esprit, intimacy*) a 4 k chování ředitele školy (*aloofness, production emphasis, thrust, consideration*). Jak uvádějí Hoy, Tarter a Kottkamp (1991), vznikly s tímto dotazníkem stovky studií během třiceti let užívání, ale mnoho položek ztratilo během času relevanci pro odpovídající měřené konstrukty, což se projevilo i v nižších reliabilitách indexů. Proto se rozhodli vytvořit a standardizovat nové a zjednodušené dotazníky OCDQ-RE a OCDQ-RS. Dále se budeme věnovat dotazníku OCDQ-RS, který se stal základem pro vývoj dotazníku, na který je zaměřena naše studie.

Hoy, Tarter a Kottkamp opřeli tvorbu OCDQ-RS o výsledky z 68 škol druhého a třetího stupně vzdělávání z oblasti New Jersey. Při tvorbě dotazníku a návrhu indexů klimatu se spolehli především na exploratorní faktorovou analýzu a analýzu vnitřní konsistence indexů, oboje s užitím jednotky analýzy škola. Tento dotazník, dále označovaný OCDQ-RS (originál), obsahuje 34 položek sdružených do pěti indexů (v závorce je uveden počet položek): *supportive principal behavior* (7), *directive principal behavior* (7), *engaged teacher behavior* (10), *frustrated teacher behavior* (6), *intimate teacher behavior* (4). Vytvářen je souhrnný index klimatu *openness index for the school climate* ze standardizovaných hodnot dílčích indexů SUP – DIR + ENG – FRU.

Do češtiny byl dotazník OCDQ-RS přeložen Laškem (2001) a následně používán zejména Urbánkem v prostředí základních škol (Nišpanská & Urbánek, 2007). V českém prostředí standardizace tohoto dotazníku provedena nebyla. Tato verze, dále značená jako OCDQ-RS (ČR), vznikla pouze překladem OCDQ-RS (originál), tedy se zachováním počtu položek, jejich příslušnosti k indexům i s generováním souhrnného indexu otevřenosti klimatu učitelského sboru s tím rozdílem, že jeho výpočet byl realizován ze školních průměrů dílčích indexů, které byly určeny pro každého respondenta součtem příslušných položek.

Na Slovensku byl dotaznık standardizovan Gavorou a Braunovou (2010). Oporou pro standardizaci byla data ze tyř škol, dvou zkladnich a dvou gymnazi. Užit byla exploratornı faktorova analyza s jednotkou analyzy *uitel*. Zachovana byla struktura index klimatu i souhrnnı index otevřenosti klimatu školy. Pro tuto verzi dale znaenou OCDQ-RS (SR) byl nejprve zajiřtěn překlad z OCDQ-RS (original) s kontrolou i zpětneho překladu. Poet položek byl autorsky rozřıřen na dvojnasobek. Redukce položek byla realizovana na zkladě metody hlavnich komponent s rotací varimax. Ve vsledku byl zachovan celkovı poet položek, poet dılicich index i s jejich interpretacnım vznamem jako u OCDQ-RS (original), jen u indexu „direktıvne spravanie riaditel’a“ jedna položka pıibyla a indexu „frustrovanost’ uitel’ov“ jedna položka ubyla. Index otevřenosti klimatu je poıtan shodne jako u eske verze OCDQ-RS.

## 1 Cıl studie

Z potřeby standardizace dotaznıku organizacnıho klimatu v eske republice byla analyzovana P. Urbankem shromazdena data z dotaznıku OCDQ-RS (CR). Vsledky ukazaly potřebu uprav tohoto dotaznıku v eskem prostředı. S podporou projektu *Cesta ke kvalitě*<sup>2</sup> byl dotaznık postupne upraven do verze nove, ktera nese nazev KUS (Klima uitelskeho sboru), a byla shromazdena data, na zkladě kterych je mořžne popsat vlastnosti tohoto dotaznıku. Cılem teto metodologicke studie je predstavit vybrane psychometricke vlastnosti dotaznıku KUS, a to i v porovnanı s vlastnostmi originalnı verze OCDQ-RS a jeho slovenskou adaptacı. Poukazano je zejmena na autorske metodologicke preference pri vyběru položek na zkladě psychometrickych analyz a souasne na jistou nekonsistenci v přıstupu tvurc OCDQ-RS pri tvorbě indexu otevřenosti klimatu školy, emuřž je venovan prostor v kapitole *Diskuse*.

## 2 Dotaznık KUS

### 2.1 Vıvoj

Vychodiskem pro upravu dotaznıku OCDQ-RS v eske republice byla data shromazdena Urbankem v roce 2003. Analyzovana byla data ze 47 zkladnich škol od 1071 uitel. Ukazaly se niřžı hodnoty Cronbachova alfa pro indexy direktivita ředitele a frustrace uitel a odliřšne hodnoty Pearsonova ko-

<sup>2</sup> Narodnı ıstav pro vzdělavanı. ( 2011–2014). *Cesta ke kvalitě*. Dostupne z [www.nuv.cz/ae](http://www.nuv.cz/ae).

relačního koeficientu mezi indexem direktivity a ostatními indexy ve srovnání s OCDQ-RS (originál), viz tabulka 2. Dotazník prošel několika fázemi úprav. Některé položky byly nahrazeny jinými a počet byl rozšířen na dvojnásobek, vyvážen byl počet položek vztahujících se k řediteli a k vedení školy. Tato verze byla pilotována na vzorku šesti škol (5 ZŠ, 1 SOŠ, celkem 153 učitelů). Na základě položkové analýzy byl zredukován počet položek na 41 s cílem posílit vnitřní konsistenci dimenzí. Zachován byl počet pěti měřených indexů klimatu. U čtyř z nich (podpora vedení školy, angažovanost učitelů, frustrace učitelů a přátelské vztahy ve sboru) byl zachován interpretační význam opírající se i o shodnou strukturu vzájemných korelací. Index direktivita ředitele ztratil v České republice korelační, a tím i interpretační význam a byl nahrazen indexem *pevnost vedení školy* s výrazně vyšší vnitřní konsistencí a s interpretačně posunutým významem stejně jako s jeho odlišným očekávaným vztahem k ostatním indexům. Pozbyl negativní konotace, kterou s sebou nesl index direktivity. Z tohoto důvodu se ztratilo opodstatnění pro vytvoření souhrnného indexu klimatu. V dotazníku zůstaly položky, které se ptají na ředitele i na vedení školy v rámci indexů vztahujících se k vedení školy. Důvodem bylo to, že analýzy neprokázaly odlišné chování těchto položek v různých typech škol, ani v učitelských sborech odlišné velikosti. Zastoupení položek vztahujících se „k řediteli“ a „k vedení“ je v indexech podpora sboru vedením školy a pevnost vedení školy přibližně rovnocenné.

## 2.2 Výsledná verze

Dotazník KUS tedy zjišťuje klima učitelského sboru v následujících dimenzích (v závorce je označení indexu a počet položek): 1) podpora sboru vedením školy (P, 10) – vedení školy poskytuje konstruktivní kritiku zaměřenou na blaho školy a učitelů, zadává smysluplné úkoly; motivuje učitele, samo jde svým přístupem a vlastní prací příkladem. Akceptovány jsou jak požadavky fungování školy, tak sociální potřeby učitelů; 2) pevnost vedení školy (D, 7) – vedení školy má kontrolu nad prací učitelů, formuluje jasné požadavky, používá přísná kritéria hodnocení; řízení školy drží pevně v rukou, plánuje reálné vize a má přehled o dění ve škole; práce školy je směřována ke společnému cíli; 3) angažovanost učitelů (A, 11) – učitelé jsou iniciativní, hrdí na svou školu, respektují své kolegy a aktivně s nimi spolupracují; učitelé jsou ochotni naplňovat společnou vizi školy; úsilí učitelů směřuje k podpoře a úspěchu žáků, preferovány jsou přátelské vazby k dětem a vytváření atmosféry důvěry; 4) frustrace učitelů (F, 8) – učitelé cítí nadbytek rutinních povinností

mimo vlastní vyuku a velké množství zatěěžující administrativy, o jejíž potřebnosti a rozsahu nejsou přesvědčeni; méně příznivě jsou vnímány vztahy mezi kolegy; řízení školy je vnímáno se znaky byrokratismu a manažerismu; 5) přátelské vztahy ve sboru (V, 4) – učitelé vnímají sbor jako soudržný, vztahy mezi kolegy hodnotí jako pevné a přátelské, případné konflikty umějí řešit věcně a s nadhledem; učitelé se osobně dobře znají, důvěřují si, pozitivně hodnotí ochotu navzájem si pomáhat; běžné jsou přátelské kontakty i mimo pracoviště; ve sboru panuje vzájemná důvěra a respekt ke kolegům.

V dotazníku je použita shodná čtyřstupňová škála jako ve všech předešlých verzích: zřídka (1), občas (2), často (3), velmi často (4). V závorce jsou uvedena čísla stupně škály, se kterými bylo datově pracováno a pracují s nimi níže prezentované statistické analýzy. Respondenti tato čísla při elektronickém vyplňování neviděli, viděli pouze popisy stupňů škály.

### 3 Datové soubory

#### 3.1 Vzorek KUS

Administrace dotazníku KUS byla realizována elektronicky. V rámci projektu Cesta ke kvalitě byl dotazník nabídnut školám pro potřeby vlastního hodnocení školy s automatickým generováním výsledků. Dotazník vyplnilo v období červen 2010 – červen 2012 celkem 2 453 učitelů ze 105 škol. Pro výpočet norem a odhad psychometrických charakteristik dotazníku byla užita data ze 77 škol, tj. od 1 823 učitelů, kde návratnost v rámci školy byla mezi 70 % a 100 %. Jednalo se o 51 základních škol s prvním i druhým stupněm, 2 ZŠ málotřídni, 24 středních škol, z toho 7 gymnázií. Velikost učitelských sborů se pohybovala v rozmezí 5 až 80 učitelů. Analýzy dat neprokázaly statisticky významné rozdíly, které by mohly být zapříčiněny těmito odlišnými charakteristikami škol. Proto jsou následující výsledky prezentovány souhrnně za všechny školy ve vzorku a na vzorek je nahlíženo jako na homogenní s ohledem na výše uvedené charakteristiky.

#### 3.2 Datové soubory pro srovnávací analýzy

*Vzorek OCDQ-RS (originál)* (Hoy, Tarter, & Kottkamp, 1991). Vzorek pro standardizaci OCDQ-RS (originál) zahrnoval 68 škol druhého a třetího stupně vzdělávání z oblasti New Jersey. Účast škol byla dobrovolná, ale autoři popisují, že vzorek škol docela dobře reprezentoval všechny školy ze jmenované

oblasti, byť mírně posunuté ke školám z oblastí s vyšším socioekonomickým statusem obyvatel. Z těchto škol byli učitelé vybíráni náhodně. Celkem vzorek, na kterém byla získána data pro úpravu dotazníku, zahrnoval 535 učitelů. Pro ověření stability dotazníku, získání norem a parametrů reliability a konstruktové validity byl vzorek škol rozšířen o dalších 10. Nově byli ze vzorku 78 škol vybráni učitelé opět náhodně, počet není uveden, ale lze předpokládat shodný přístup výběru cca 8 učitelů na školu, a tedy celkem asi 620 učitelů. K tomuto vzorku se vztahují i níže prezentované výsledky. Pro analýzy byla použita vždy data agregovaná na úroveň školy, proto autoři věnují větší pozornost vzorku škol než vzorku učitelů, které vybírali ze škol náhodně.

*Vzorek OCDQ-RS (ČR)* – překlad: Lašek (2001), data: Urbánek (2003). Vzorek škol, na kterých byly realizovány níže uvedené analýzy, se skládal ze 47 základních škol s 1071 učiteli převážně ze severních, středních a východních Čech. Redukce na tento vzorek byla učiněna z počtu 88 základních škol s 2380 učiteli s podmínkou minimální návratnosti 85 % za školu. Sběr dat byl realizován v období září–říjen 2003 proškolenými studenty učitelství. Vlastnímu sběru dat předcházela předvýzkum na jaře 2003 na pěti ZŠ s 92 učiteli, který poukázal na srovnatelnost výsledků s výsledky výzkumu Laška v roce 1995 na šesti středních školách a jistou konstrukční problematičnost dotazníku při překladu do jiného sociokulturního prostředí (Lašek, 2001; Urbánek, 2003)<sup>3</sup>.

*Vzorek OCDQ-RS (SR)* (Gavora & Braunová, 2010). Vzorek byl složen ze čtyř škol, z toho dvou základních a dvou gymnázií, jedno gymnázium bylo z Banské Bystrice, ostatní školy byly z Bratislavy. Počty učitelů byly 28 a 32 na základních školách a 52 a 56 na gymnáziích. K analýzám bylo podstoupeno 168 dotazníků. Administrace proběhla v červnu 2009.

## 4 Statistické analýzy

Při vývoji dotazníku KUS byla používána položková analýza, struktura byla zkoumána exploratorní faktorovou analýzou s kolmou i nekolmou rotací a vnitřní konsistence indexů byla kontrolována koeficientem vnitřní konsistence Cronbachovo alfa a Pearsonovým korelačním koeficientem mezi položkami a příslušným indexem. Pomocí Pearsonova korelačního koeficientu

<sup>3</sup> Blíže o vlastním výzkumu: Urbánek (2006), Nišpanská a Urbánek (2007).

byl tez overovan vztah mezi indexy. V nekterych prpadech do analyz vstupovala jako jednotka *ucitel*, nekdy to byla ˇskola reprezentovana prumernymi hodnotami odpovedı ucitelu dane ˇskoly v prsluˇsne poloˇzce. Jednorozmerna analyza rozptylu pak poukazuje na to, jakou ˇcast vysledku lze prisoudit charakteristice ucitelskeho sboru ˇskoly a jaka naleˇzı individualnimu pohledu jednotlivych ucitelu. Analyza na datech OCDQ-RS (CR) a KUS byla realizovana v programu IBM SPSS ver. 17. Doplnkove byla pouˇzita konfirmatornı faktorova analyza v programu AMOS ver. 5.

## 5 Vysledky

### 5.1 Poloˇzkova analyza a vnitrnı konsistence indexu

Jednotkou pro nasledujıcı poloˇzkovou analyzu byl ucitel ( $N = 1\,823$ ). V tabulkach jsou poloˇzky shlukovany tak, jak tvorı prsluˇsny index, ktery je dany jejich prumerem. Symbol # oznacuje poradı poloˇzky v dotaznıku, toto poradı bylo zachovano v souladu s OCDQ-RS (original), kde bylo vıcemene nahodne. Poloˇzky jsou shora dolu usporadany od nejvyˇssıch hodnot korig.  $r$  (korigovany Pearsonuv korelacnı koeficient – korelace mezi poloˇzkou a indexem s vynechanou danou poloˇzkou) po nejnıˇzsı. Duvod tohoto řazenı je, ˇze vyˇse umıstene poloˇzky jsou lepsım obsahovym reprezentantem daneho indexu, lepe jej interpretacne vystihujı než poloˇzky umıstene nıˇze. Aritmeticky prumer (a. p.) vystihuje „popularitu“ poloˇzky. Vzhledem k pouˇzıte ˇskale 1–4 vypovıdajı vyˇsı hodnoty o ˇcastejsı frekvenci vyskytu iniciativ, ktere obsahuje dana poloˇzka, naopak hodnoty nıˇzsı ukazujı na to, ˇze vyskyt danych iniciativ ucitele vnımajı s nızkou frekvencı nebo nikdy, smerodatna odchylka (s. o.) poukazuje na rozliˇšovacı schopnost dane poloˇzky. Hodnoty nıˇzsı (orientacne pod 0,70) znamenajı, ˇze respondenti nevyuˇzıvali celou ˇsırı nabıdnute ˇskaly a jejich odpovedi byly vıcemene podobne. Ale tez platı, ˇze čím se a. p. blıží k jednomu ˇci druhemu kraji ˇskaly, s. o. prirozene klesa (např. poloˇzka 39, jejıˇz rozliˇšovacı schopnost je pomerne mala, a to hlavne z duvodu, ˇze na ni byly takřka vyhradne souhlasne odpovedi). Korig.  $r$  je u nekterych poloˇzek indexu frustrace ucitelu a pratelske vztahy ve sboru nıˇzsı, coˇz se promıta i do nıˇzsıch hodnot vnitrnı konsistence indexu (viz tabulky 1 a 2). Presto vsichni poloˇzky k vnitrnı konsistenci prispıvajı, prı vyjmutı kaˇzde z poloˇzek by klesla vnitrnı konsistence indexu. V poloˇzkove analyze bylo kontrolovano Cronbachovo alfa prı vynechanı dane poloˇzky. Tyto hodnoty zde neuvadıme, protoˇze se jinak informacne dublujı s korig.  $r$ .

Tabulka 1  
*Položková analýza*

Podpora sboru vedením školy (P)	#	a.p.	s.o.	korig. r
Vedení školy oceňuje dobrou práci učitelů.	24	2,82	0,88	0,73
Ředitel/ka je schopen/schopna, pokud je to nutné, pomoci učitelům i po pracovní stránce.	15	2,80	0,92	0,73
Vedení školy pracuje s plným nasazením a v zájmu školy.	37	3,36	0,75	0,70
Ředitel/ka dovede ocenit, pochválit své podřízené.	4	2,63	0,94	0,69
Ředitel/ka hledí na blaho své školy.	18	3,41	0,79	0,68
Vedení školy umí pochopit osobní situaci učitelů, pomáhá jim a podporuje je.	33	3,05	0,85	0,65
Ředitel/ka sám/sama je příkladem ostatním. Usilovně a tvrdě pracuje.	3	3,11	0,89	0,64
Vedení školy umí dobře formulovat úkoly, které vyžaduje od učitelů.	34	3,09	0,78	0,62
Ředitel/ka používá konstruktivní kritiku.	17	2,47	0,86	0,62
Ředitel/ka dostatečně vysvětlí, zdůvodní, proč kritizoval/a práci některého učitele.	14	2,59	0,93	0,62
Pevnost vedení školy (D)	#	a.p.	s.o.	korig. r
Ředitel/ka dohlíží přísně na to, jak učitelé respektují režim školy a své povinnosti.	19	2,99	0,84	0,69
Ředitel/ka bedlivě a pečlivě sleduje všechny aktivity učitele.	11	2,69	0,85	0,68
Ředitel/ka sleduje a kontroluje všechno, co učitelé dělají.	8	2,64	0,87	0,60
Vedení školy vyžaduje striktně od učitelů, aby respektovali své povinnosti a režim školy.	38	3,31	0,70	0,55
Vedení školy má dobrý přehled o pracovních aktivitách všech učitelů.	31	2,98	0,79	0,55
Vedení školy zpravidla neunikne nic, co se odehrává ve škole a mezi učiteli.	29	2,71	0,83	0,48
Vedení školy pevně řídí každou poradou.	25	3,31	0,70	0,45
Angažovanost učitelů (A)	#	a.p.	s.o.	korig. r
Učitelé uznávají své kolegy jako odborníky.	40	3,14	0,71	0,66
Všichni učitelé se k žákům chovají vstřícně.	28	3,00	0,69	0,63
Učitelé respektují profesní odbornost svých kolegů.	21	3,16	0,70	0,63
Učitelé si navzájem pomáhají, podporují jeden druhého.	10	2,87	0,81	0,61
Učitelé zde pracují skutečně rádi.	27	2,86	0,76	0,61
Učitelé dodržují pravidla chování, která vyžadují od svých žáků.	32	3,17	0,69	0,60



Tabulka 1  
(pokraování)

Uitele vıtajı a podporujı iniciativu aku.	39	3,32	0,67	0,58
Uitele si vazı toho, e v teto kole pracujı.	23	2,97	0,80	0,56
Uitele jsou ochotni pomahat akum i mimo sve vyuovacı povinnosti.	16	2,91	0,76	0,52
Uitele se chovajı k akum pratelsky.	7	3,16	0,74	0,49
akum je na teto kole dana duvera k samostatne praci.	20	2,96	0,70	0,47
<b>Frustrace uitelu (F)</b>	<b>#</b>	<b>a.p.</b>	<b>s.o.</b>	<b>korig. r</b>
Administrativnı prace uitelu je na naı kole zateujıcı.	9	2,45	0,93	0,53
Povinnostı mimo vyuovanı je na naı kole prıliš mnoho.	13	2,09	0,84	0,53
Mimovyukove povinnosti ve kole naruujı vlastnı uitelovu praci (vyuovanı).	5	2,00	0,91	0,52
Uitele naı koly se musejı zuastnovat prıliš velkeho mnostvı schuzı a porad.	2	1,84	0,87	0,46
Chovanı nektery uitelu ve kole obteuje jine uitele.	1	1,53	0,67	0,42
Nekterı uitele se ke svym kolegum chovajı nekorektne.	26	1,61	0,74	0,39
Zposob vyuky nektery uitelu ve kole komplikuje ostatnım uitelum jejich praci.	22	1,56	0,72	0,36
Na poradach preruujı uitele vystoupenı svy kolegu.	6	1,40	0,65	0,33
<b>Pratelske vztahy ve sboru (V)</b>	<b>#</b>	<b>a.p.</b>	<b>s.o.</b>	<b>korig. r</b>
Uitele se ostatnım kolegum sverujı i se svymi osobnımi problemy.	35	2,29	0,80	0,63
Uitele vyhledavajı se svymi kolegy kontakt i mimo kolu.	36	2,26	0,76	0,59
Mezi uitelı jsou ve sboru vetsinou i osobnı pratelske vztahy.	30	3,03	0,76	0,49
Uitele znajı rodinne zazemı svy kolegu.	12	2,28	0,83	0,46

Nsledujıcı tabulka 2 porovnava vztahy mezi jednotlivymi verzemi dotaznıku a vnitrnı konsistenci odpovıdajıcıch si indexu. Na datech KUS byly realizovany analyzy s jednotkou uitelı i s jednotkou kola. Pro ostatnı verze dotaznıku nebyly vysledky nektery analyz dostupne, proto v tabulce nejsou uvedeny.

Tabulka 2

*Pearsonův korelační koeficient mezi dimenzemi a vnitřní konsistence indexů*

OCDQ-RS (originál) OCDQ-RS (SR) OCDQ-RS (CR) KUS	P	D	A	F	V	Cronbachovo alfa jednotka:	
						učitel	škola
P		-0,09	0,36	-0,30	0,05	-	0,91
		-	-	-	-	0,76	-
		-0,20	0,64	-0,45	0,36	0,86	0,93
		<b>0,50</b>	0,64	-0,62	0,33	0,91	0,96
D		-	-0,20	0,41	-0,04	-	0,87
	-0,18	-	-	-	-	0,86	-
	0,03		0,26	0,33	0,31	0,68	0,83
	<b>0,56</b>		<b>0,41</b>	-0,19	0,22	0,83	0,92
A		-	-	-0,51	0,16	-	0,85
	0,44	0,12	-	-	-	0,83	-
	0,52	0,23		-0,11	0,62	0,73	0,87
	0,59	<b>0,49</b>		-0,66	0,75	0,87	0,94
F		-	-	-	0,00	-	0,85
	-0,19	0,30	-0,18		-	0,68	-
	-0,29	0,21	-0,13		0,15	0,54	0,82
	-0,45	-0,19	-0,44		-0,43	0,75	0,84
V		-	-	-	-	-	0,71
	0,38	-0,09	0,38	-0,16		0,60	-
	0,25	0,17	0,40	0,10		0,67	0,77
	0,31	0,24	0,51	-0,19		0,75	0,90

Pozn. Pod diagonálou jsou korelační koeficienty s jednotkou učitel, nad diagonálou s jednotkou škola.

V tabulce 2 jsou tučně vyznačeny vyšší hodnoty korelačních koeficientů dimenze D s dimenzemi P a A u dotazníku KUS. U ostatních dotazníků, za které jsou údaje k dispozici, jsou tyto korelace blízké 0 nebo dokonce záporné. Odtud je zřejmý odlišný interpretační význam dimenze D oproti původním dotazníkům. Ztratila nezávislost na dimenzích P a A, její vnitřní konsistence ale spíše posílila, stejně jako i u ostatních dimenzí dotazníku KUS.

### 5.3 Analýza rozptylu

Analýza rozptylu prokázala oprávněnost interpretace všech indexů na úrovni učitelského sboru školy. Nulová hypotéza o rovnosti středních hodnot mezi všemi školami byla zamítnuta ve všech případech indexů ( $p < 0,001$ ,

proto p-hodnoty nejsou v nasledujici tabulce 3 uvedeny). Vysoke hodnoty F i velikosti uinku  $\eta^2$  a  $\omega^2$  poukazujı na to, e meřene indexy majı interpretanı vyznam na urovni skoly, a tedy predpoklady dotaznıku, e se jedna o faktory skoly vıce nez o faktory osobnostnı, byly naplneny. Tez neprekvapı to, e nizı hodnoty jsou u pratelskych vztahu ve sboru, kde se do odpovedı vıce promıta osobnost jednotlivych ucitelu, prıpadne vliv menıch skupin uvnitr skoly, nez je tomu u ostatnıch indexu. U indexu P, D, A, F je tedy celkova variabilita vysvetlitelna prıblizne z 30 % faktorem skola, u indexu V je to mene, a sice kolem 20 % (viz parametr  $\eta^2$ ).

Tabulka 3  
*Analyza rozptylu*

		rozklad rozptylu	stupne volnosti	MS	F	$\eta^2$	$\omega^2$
P	mezi skolami	229,4	76	3,02	10,4	0,31	0,28
	uvnitr skol	506,6	1746	0,29			
	celkova variabilita	736,0	1822				
D	mezi skolami	153,8	76	2,02	8,4	0,27	0,24
	uvnitr skol	419,3	1746	0,24			
	celkova variabilita	573,1	1822				
A	mezi skolami	119,4	76	1,57	8,8	0,28	0,25
	uvnitr skol	311,4	1746	0,18			
	celkova variabilita	430,8	1822				
F	mezi skolami	135,8	76	1,79	11,0	0,32	0,29
	uvnitr skol	284,9	1746	0,16			
	celkova variabilita	420,8	1822				
V	mezi skolami	129,1	76	1,70	5,7	0,20	0,17
	uvnitr skol	516,2	1746	0,30			
	celkova variabilita	645,3	1822				

#### 5.4 Faktorova analyza

Pri postupnych upravach dotaznıku popsanych vye byla pouzıvana explora-  
tornı faktorova analyza. K uprave KUSu oproti OCDQ-RS (CR) dolo zejmena  
proto, e u OCDQ-RS (CR) vychazela pri faktorove analyze nejasna faktorova  
struktura a nekolik polozek „zapadalo“ do vıce faktoru. Tykalo se to zejmena

položek z dimenze D. Tomu odpovídala i nižší vnitřní konsistence této dimenze (viz tabulka 2) a korelace 0,23 s dimenzí A a 0,03 s dimenzí P (počítáno na jednotce učitel). Z těchto důvodů byl při úpravách opuštěn originálem držený požadavek nezávislosti faktorů promítající se do užívání rotace varimax při faktorové analýze. Autoři KUSu dali přednost posílení vnitřní konsistence měřených dimenzí a kontrolována byla faktorová struktura s nekolmou rotací. Výsledky faktorové analýzy s metodou maximální věrohodnosti zde prezentujeme. Zvolena byla rotace oblamin s Kaiserovou normalizací a s delta nastaveným na 0. Při extrakci faktorů byl nastaven počet faktorů pevně na 5. Prezentujeme strukturní matici (tabulka 4) a níže tabulku korelací mezi faktory (tabulka 5). U strukturní matice jsou uvedeny i komunality položek. Faktorová analýza byla počítána jak pro jednotku učitel, tak pro jednotku škola. Strukturní koeficienty jsou uvedeny jen za jednotku učitel, za jednotku škola byla výsledná struktura velmi obdobná se zvýrazněnými rozdíly ve strukturních koeficientech. To odpovídá i tomu, že % vysvětlené variance při faktorové analýze s jednotkou škola je výrazně vyšší než s jednotkou učitel (viz níže tabulka 6 a odpovídá to i tomu, co ukázala analýza rozptylu, že měřené dimenze mají silný interpretační význam pro jednotku škola). Z těchto důvodů jsou v tabulce 4 prezentovány komunality položek i z analýzy se stejně nastavenými parametry, ale s jednotkou škola. Je na nich vidět, jak narostly v porovnání s komunalitami s jednotkou učitel.

Aby bylo možné z hlediska faktorové struktury porovnat diskutované verze dotazníku s KUSem, byla na datech KUSu replikována faktorová analýza v takovém nastavení, jaké bylo užito u předešlých verzí. Porovnány jsou výsledky celkově vysvětlené variance a její distribuce mezi 5 používaných faktorů. To ukazuje tabulka 6.

Tabulka 4  
Strukturn matice

poloka	faktory (jednotka uitel)					komunality (jednotka uitel)		komunality (jednotka kola)	
	F1	F2	F3	F4	F5	poaten	po extrakci	poaten	po extrakci
1				0,54		0,40	0,30	0,94	0,75
2		0,58				0,33	0,36	0,84	0,66
3	0,68					0,51	0,48	0,93	0,75
4	0,74					0,56	0,56	0,90	0,75
5		0,71				0,41	0,51	0,92	0,83
6				0,34		0,18	0,14	0,81	0,47
7				-0,49		0,30	0,26	0,84	0,68
8					-0,71	0,49	0,51	0,94	0,85
9		0,70				0,43	0,50	0,90	0,78
10			-0,50	-0,65		0,51	0,51	0,90	0,84
11	0,49				-0,72	0,56	0,56	0,95	0,91
12			-0,54			0,27	0,30	0,81	0,61
13		0,78				0,46	0,61	0,94	0,88
14	0,64					0,46	0,42	0,89	0,64
15	0,76					0,56	0,58	0,93	0,82
16				-0,48		0,34	0,28	0,81	0,46
17	0,64					0,45	0,42	0,92	0,69
18	0,71			-0,43	-0,41	0,57	0,53	0,92	0,75
19					-0,81	0,56	0,66	0,95	0,93
20				-0,44		0,28	0,21	0,76	0,35
21				-0,71		0,53	0,51	0,94	0,86
22				0,49		0,29	0,26	0,79	0,53
23	0,55			-0,56		0,53	0,43	0,97	0,81
24	0,79			-0,44		0,61	0,63	0,93	0,81
25					-0,47	0,29	0,26	0,76	0,60
26				0,57		0,44	0,33	0,94	0,77
27	0,62			-0,60		0,60	0,52	0,97	0,84
28				-0,64		0,45	0,43	0,92	0,77
29					-0,47	0,30	0,27	0,79	0,47
30			-0,58	-0,57		0,45	0,48	0,90	0,76
31	0,64			-0,47	-0,52	0,54	0,51	0,92	0,80
32				-0,64		0,43	0,43	0,90	0,68

Tabulka 4  
(pokračování)

položka	faktory (jednotka učitel)					komunalita (jednotka učitel)		komunalita (jednotka škola)	
	F1	F2	F3	F4	F5	počáteční	po extrakci	počáteční	po extrakci
33	0,70	-0,41		-0,44		0,55	0,56	0,94	0,83
34	0,64			-0,45		0,49	0,46	0,85	0,65
35			-0,78			0,44	0,61	0,90	0,74
36			-0,71			0,41	0,51	0,83	0,54
37	0,73			-0,47	-0,48	0,63	0,57	0,95	0,79
38					-0,66	0,45	0,45	0,89	0,80
39				-0,58		0,42	0,36	0,85	0,59
40	0,42			-0,74		0,58	0,57	0,94	0,88
% rozptylu	27,0	6,0	5,8	3,3	2,4				
kumulativní % rozptylu	27,0	33,1	38,9	42,2	44,6				
součet čtverců po rotaci	8,7	3,3	3,6	7,9	5,0				

Ve strukturní matici jsou potlačeny koeficienty menší než 0,4, výjimku tvoří položka 6, kde je kurzívou vytažen nejvyšší koeficient dané položky. Tato položka má tedy i nižší komunalita a spolu s nižší korelací s indexem, ve kterém je zahrnuta, by byla jedním z kandidátů na vyřazení při případných dalších úpravách. Jinak faktory F1 a F2 v zásadě odpovídají použitým dimenzím KUSu. Lze to vyčíst jak ze strukturní matice přináležitosti položek k faktorům, tak z tabulky korelací mezi faktory, kde jsou odpovídající indexy též uvedeny. Při tomto porovnávání je několik položek, které mají vyšší přináležitost k jinému faktoru než odpovídající dimenzi (např. položky 1, 6, 22, 26). To ale odpovídá tomu, že faktory nejsou přesně ztotožněny s přiřazenými odpovídajícími indexy, byť korelační souvislost je velmi vysoká.

Tabulka 5  
Korelace mezi faktory

	F1	F2	F3	F4	F5
F1		-0,34	0,28	0,49	0,44
F2			0,05	-0,26	0,04
F3				0,38	0,15
F4					0,35
F5					
odpovidající index	P	F	-V	-A	-D

Možnosti porovnání vechn 4 verzı dotaznıku z hlediska faktorove struktury jsou omezene. U OCDQ-RS (original) jsou prezentovany vsledky konene podoby dotaznıku s využitım metody hlavnıch komponent a rotacı varimax. Jako jednotka byla pro tyto analyzy použita škola.

U verze OCDQ-RS (SR) autoři prezentujı vsledky faktorove analyzy s metodou hlavnıch komponent a tez s rotacı varimax. Jednotkou analyzy vsak byl v tomto pıpade *uıitel*.

Z techto duvodu prezentujeme vsledky faktorove analyzy na datech KUSu jak pro jednotku *uıitel*, tak pro jednotku škola. Vzhledem k tomu, že pı konstrukci dotaznıku KUS byla preferovana vnitrnı konsistence dimenzı pred jejich korelanı nezávislostı, neprezentujeme matici faktorovych zatezı, která vykazuje pı rotaci varimax daleko mene ˇıistou strukturu v porovnání s obema jmenovanymi verzemi. Soustredıme se na souhrnne vsledky faktorove analyzy – procenta rozptylu, která dokazı vysvetlit jednotlive faktory hierarchicky řazene a v soutu vechn peti.

Z tohoto porovnávání vynechavame verzi dotaznıku OCDQ-RS (CR). Prezentujeme i vsledky metody maximalnı verohodnosti, která vykazuje vyší stabilitu faktorove struktury vzhledem k novemu vzorku respondentu a pokladame ji pı vvoji nastroje a prezentaci jeho vlastnostı za vhodnejı než metodu hlavnıch komponent (Blahuš, 1985).

Tabulka 6

*Souhrnné výsledky exploratorních faktorových analýz<sup>4</sup>*

<b>dimenze odpovídající faktoru % rozptylu</b>	<b>metoda FA rotace</b>	<b>1. faktor</b>	<b>2. faktor</b>	<b>3. faktor</b>	<b>4. faktor</b>	<b>5. faktor</b>	<b>součet prvních pěti faktorů</b>
OCDQ-RS (originál) (škola)	hlavních komponent <i>varimax</i>	P 25 %	D 13 %	A 11 %	F 7 %	V 7 %	63 %
KUS (škola)	hlavních komponent <i>varimax</i>	24 %	22 %	13 %	10 %	7 %	76 %
	maximální věrohodnosti <i>varimax</i>	25 %	21 %	12 %	9 %	4 %	72 %
OCDQ-RS (SR) (učitel)	hlavních komponent <i>varimax</i>	A 21 %	P 13 %	D 7 %	F 6 %	V 5 %	53 %
KUS (učitel)	hlavních komponent <i>varimax</i>	15 %	12 %	9 %	8 %	7 %	51 %
	maximální věrohodnosti <i>varimax</i>	14 %	13 %	7 %	6 %	5 %	45 %

Z tabulky vyplývá, resp. zejména z celkového procenta vysvětleného rozptylu pěti faktory, že všechny analyzované verze dotazníku mají jednu vlastnost shodnou. Vždy 5 uvažovaných faktorů organizačního klimatu učitelského sboru dokáže vysvětlit v zásadě shodné procento celkové variability. Dotazník KUS je v tomto ohledu na tom lépe než originální verze dotazníku. Při geometrické interpretaci faktorové analýzy se dá říci, že pro obsahovou oblast *klima učitelského sboru* umístěnou ve verzi originální i ve verzi SR ve 34dimenzionálním prostoru položek a ve verzi KUS ve 40dimenzionálním prostoru je dostatečný pětirozměrný podprostor, aby se tato oblast popsala s přijatelnou mírou nepřesnosti. Pak už se liší jednotlivé verze tím, jak jsou v tomto pětirozměrném podprostoru natočeny osy (dimenze). Autoři OCDQ-RS

<sup>4</sup> I když jsou procenta vysvětlitelnosti rozptylu z metody hlavních komponent a metody maximální věrohodnosti neporovnatelná (v metodě hlavních komponent jsou vždy vyšší a vyplývá z toho patrně častá uživatelská preference), jsou v tabulce informačně uvedena, aby se mohly porovnat alespoň výsledky srovnatelných metod faktorové analýzy.



(original) i OCDQ-RS (SR) usilovali o kolmost dimenzı (byt kolmost je zajistena jen pro faktory, dimenze jı spolu korelujı a v techto korelacıch se navíc nachazı opora pro konstrukci souhrnneho indexu otevrenosti klimatu). U dotaznıku KUS byly dimenze hledany samostatne a jejich korelovanost je dodatecne dokladovana.

Byt pri upravach dotaznıku nebyla pouzıvana konfirmatornı faktorova analyza, byla pouzıta ke kontrole vysledku s jednotkou ucitel. Vyuzit byl SW AMOS, verze 5. Po malem odladenı modelu tım, e byly vloeny interakce mezi faktory a ˇtyri interakce mezi chybami u poloek 23 a 27, 21 a 40, 1 a 22 a 1 a 26, bylo dosaeno uspokojivych parametru modelu (RMSEA 0,048; TLI 0,895; CFI 0,905, prıchemz chı-kvadrat byl 3721,2 se stupni volnosti 710 a  $p < 0,001$ ). Interakce mezi chybami poloek poukazaly na jejich zbytecnou duplicitu v dotaznıku, vzdy jedna v uvedenych parech je tedy kandidatem na vynechanı pri dalsıch prıpadnych upravach KUSu.

## 6 Diskuse

### 6.1 Nahrada indexu direktivity indexem pevnosti vedenı školy

Jak bylo uvedeno vyse v textu, pri uprave dotaznıku KUS z OCDQ-RS byl nahrazen index direktivity indexem pevnosti vedenı školy. Index direktivity obsahoval poloky s negativnı konotacı ke klimatu školy podobne jako index frustrace ucitelu. Tento negativnı zamer byl v OCDQ-RS (original) i naplnen, jak ukazuje tabulka korelacı 2, souasne mel tento index slusnou vnitrnı konsistenci (0,87 s jednotkou škola). Pri analyze ˇeskych dat z dotaznıku OCDQ-RS (CR), tedy Laskem preloene a nestandardizovane verze, se ukazalo, e korelace tohoto indexu s ostatnımi indexy je odlisna nez na datech v USA a navíc, e tento index ma i nejnizsı vnitrnı konsistenci. Pri podrobnejsım pohledu se ukazalo, e nektere poloky s ostatnımi v indexu majı korelacnı koeficient blızky 0 nebo dokonce zaporny, a „kazı“ tak vnitrnı konsistenci indexu. Z techto duvodu byly opusteny poloky: *ředitel vıc mluvı nez nasloucha*, *ředitel je autokraticky*, *ředitel vladne „řeznou rukou“*. Ale tri dalsı poloky vztahujı se k řediteli zustaly (viz tabulka 1, poloky 19, 11, 8). Jedna se o poloky, ktere novy index pevnosti vedenı sytı nejvıce. Poloka *ředitel osobne vede každou dulezitou poradou* byla nahrazena formulacı vztazenou k vedenı (poloka 25). Doplneny byly tri poloky s podobnym vyznamem, ale smerujı k vedenı školy. Z obsahoveho hlediska se da říci, e v indexu pev-

nosti vedení školy zůstaly položky se zamýšlenou negativní konotací ke stylu řízení školy podobně jako u indexu direktivity, ale byly vypuštěny položky, které jsou z hlediska stylu řízení méně popisné a více generalizující s výraznější negativní konotací, kde někteří respondenti do odpovědí na tyto položky mohou více promítat buď pozitivní, nebo negativní hodnocení ředitele nejen z hlediska jeho manažerského stylu, ale i osobnostních charakteristik, sympatií a antipatií.

Položky v indexu pevnosti vedení tedy nejsou apriori pozitivní, jako je tomu u indexů P, A a V, ani negativní jako u indexu F (je možné, že jejich neutrální konotace u českých učitelů je dána obecně kulturou ve školách a možná i nuancí v jazykové formulaci při překladu, oproti negativní konotaci v USA). Jsou více popisně neutrální a dosazování hodnotícího významu je zde více subjektivní záležitostí, ale analýzy ukazují, že v rámci školy poměrně jednotně (např. tabulka 3 analýzy rozptylu). Potom nepřekvapí, že ve školách, kde je podpůrné vedení (vysoký index P), nevádí, když je toto vedení identifikováno jako pevné a naopak, kde je podpora vedení nízká, je pevný styl vedení vnímán negativně. To se pak promítá do poměrně vysokých korelací mezi indexem P a D (viz tabulka 2).

## 6.2 Vypuštění indexu otevřenosti klimatu u KUSu

Autoři OCDQ-RS (originál) zavedli index otevřenosti klimatu *openness index for the school climate* a obhajují jeho obsahovou validitu, konstruktovou i ve vztahu k dalším sledovaným proměnným. V této studii se zaměříme pouze na jeho konstruktovou validitu i s ohledem na to, že jsme na podobný index u dotazníku KUS rezignovali, protože už samotnou konstruktovou validitu shledáváme jako ne dostatečně prokazatelnou.

Hoy, Tarter a Kottkamp (1991) realizovali na datech s jednotkou škola a s vypočítanými indexy P, D, A, F a V znovu faktorovou analýzu metodou hlavních komponent a s rotací varimax. Výsledkem bylo rozdělení těchto pěti dimenzí do dvou faktorů s celkově vysvětlenou variancí 61 %. První faktor byl tvořen srovnatelnými faktorovými zátěžemi dimenzí P, D, A, F se střídavým znaménkem +, -, +, -, druhý faktor byl sycen především dimenzí V. Na základě toho byla navržena konstrukce indexu otevřenosti klimatu (dále jen IO) podle vzorce:

$IO = P - D + A - F$ . Dimenze V není do tohoto indexu započítána. Za hodnoty dimenzí v tomto vztahu vstupují nikoliv hrubé součtové skóry jako u verze

OCDQ-RS (SR), ale standardizovane skory, priemz standardizace je realizovana linearnı transformacı na stupnici se stredem 500 a smerodatnou odchylkou 100.

U dotaznıku KUS souhrnny index vypovıdajıcı o klimatu v celku navrzen nebyl. Hlavnım duvodem byla zmena dimenze D, ktera po uprave vysoce koreluje zejmena s dimenzı P, a tudız ji nelze chapat negativne tak, jak je s nı pracovano v indexu IO v originale.

Podıvejme se vsak i na problematıcnost konstrukce indexu v originalnı verzi OCDQ-RS a urcite nekonzistence mezi tvorbou dimenzı a generovanım souhrnneho indexu projevujıcı se ve svem dusledku v jeho relativne nızke reliabilite.

Autori prstupem pouıtı faktorove analzy s rotacı varimax hledali dimenze co nejvıce nezávisle. Za tımto ucelem vypouteli z dotaznıku polozky, ktere zapadaly mezi vıce nez jeden faktor. Informaci o tom, jak se jim to povedlo, nese tabulka korelacnıch koeficientu mezi dimenzemi (viz tabulka 2). Otazkou je, zda korelacnı koeficienty kolem 0,4 a 0,5 jsou v tomto smyslu uspokojıcım vysledkem. Domnıvame se, že nikoliv. Na druhou stranu ale prave to, že spolu nektere dimenze korelujı (pozitivne P a A, D a F a naopak negativne A a F), dava opravnenost hledat jeden spolecny faktor. Tedy paradoxne nızı konstrukcnı uspech pri tvorbe nezávisly dimenzı dava opravnenı ke konstrukci souhrnneho indexu. Ale treba korelacnı koeficient mezi P a D je nızky (-0,09), tudız je otazkou, zda uvazovanı jedne dimenze je vubec opravnene. Tyto kvalitativnı uvahy nad vysledky korelacı majı kvantitativnı odraz v odhadu reliability indexu IO. Ackoliv autori tuto reliability neprezentujı, je mozne ji z dostupny vysledku odhadnout s vyuıtım vzorce pro normovane Cronbachovo alfa (viz Zvara & Stepan, 2002, s. 206):

$$\alpha = \frac{n\bar{r}}{1 + (n - 1)\bar{r}},$$

kde  $n$  je poet polozek, tedy v tomto prıpade 4, a  $\bar{r}$  je prumerny korelacnı koeficient korelacnı matice mezi dimenzemi. Vzhledem k tomu, že IO je pocıtan ze standardizovany skoru, jsou naplneny i predpoklady opravnenosti pouıtı daneho vzorce. Pri vypoctu je uzito znalostı vzajemny korelacı mezi dimenzemi.

Reliabilita IO vychází 0,64. Tato hodnota je poměrně nízká vzhledem k reliabilitě dílčích dimenzí a interpretační síle, která se tomuto indexu u autorů přisuzuje. Ale jak je popsáno výše, odpovídá to problematičnosti jeho konstrukce.

U verze OCDQ-RS (SR) autoři uvádějí Cronbachovo alfa celého dotazníku 0,80. Nejedná se však o srovnatelný údaj. Tato reliabilita by platila pro index, který by byl konstruován všemi položkami v dotazníku se stejnou vahou, tedy včetně dimenze V a bez mezikroku standardizační procedury dílčích dimenzí.

### 6.3 Možné další úpravy KUSu

Prezentované výsledky psychometrických analýz ukázaly, že by si dotazník KUS mohl vyžádat ještě některé další menší úpravy vypuštěním některých položek se zachováním stávajících dobrých vlastností. Kandidátem na vypuštění je položka 6, která k indexu frustrace učitelů přispívá minimálně, její „popularita“ byla nejmenší a z hlediska faktorové analýzy měla nejnižší komunalitu. Dále by mohly být vynechány položky 21 a 23 z indexu angažovanosti učitelů a položka 22 z indexu frustrace učitelů, jak vyplynulo z konfirmatorní faktorové analýzy a výběrem z obsahově se dublujících dvojic té s menším příspěvkem ke vnitřní konsistenci indexu. Tím by se počet položek snížil na 36 a přiblížil by se počtu položek v OCDQ-RS. Tyto nebo i jiné případné další úpravy mohou udělat další výzkumníci i s oporou o zveřejněná data, která jsme my analyzovali v této studii (Chvál & Urbánek, 2013).

## 7 Distribuce skóru

U dotazníku KUS jsou normy prezentovány v manuálu (Urbánek & Chvál, 2012) podobně jako u OCDQ-RS (originál) pomocí aritmetických průměrů a směrodatných odchylek jednotlivých dimenzí u standardizačního vzorku. U dotazníku KUS jsou navíc prezentovány nejen směrodatné odchylky dimenzí mezi školami, ale i průměrné směrodatné odchylky uvnitř škol vyjadřující rozdílnost vnímání aspektů klimatu mezi učiteli jedné školy. Pro lepší uživatelskou orientaci jsou prezentována i dosažená empirická minima a maxima dimenzí, ale i směrodatných odchylek uvnitř škol.

Odlišný je postup výpočtu výsledků v dimenzích. U OCDQ-RS (originál) je nejprve spočítán aritmetický průměr za školu v každé položce (Hoy, Tarter, & Kottkamp, 1991, s. 151) a poté se sečtou výsledky položek příslušící

k dane dimenzi. U OCDQ-RS (SR) autoři navrhují nejprve vytvořit vysledek v dimenzi individualní, tedy sečíst vysledky poloek odpovidající dane dimenzi u kadeho respondenta, a pote spočítat aritmetický prumer jednotlivcu v kade dimenzi. Oba postupy jsou ekvivalentnı v prıpade, e vsichni respondenti odpovedeli na vsechny poloky. Pokud se tak nestane, tak u algoritmu v originale se nejedna o zavazny problem, autoři slovenske verze navrhují takoveho respondenta z vypoctu dane dimenze vyloucit.

U dotaznıku KUS byl zvolen sled kroku jako u slovenske verze, ale na rozdıl od predesly verzı není agregace z poloek na dimenzi realizovana soutem, ale prumerem poloek. Duvodem pro toto rozhodnutı bylo prezentovanı vysledku vsech dimenzı na skale se shodnym rozpetım a odpovıdajícím rozpetı kade poloky, tedy mezi 1 a 4. Prı tomto postupu by oproti slovenske verzi nevadilo, kdyby nektery respondent neodpovedel na nekterou z poloek a nemusel by tedy bıt vylouen. Vzhledem k tomu, e dotaznık KUS je nabızen k elektronickemu vyplnovanı a tımto způsobem byla zıskana i standardizacnı data, byly vyplneny od vsech respondentu vsechny poloky, protoe vynechanı poloky softwarova administrace neumonovala. Pro dalsı prıpadnou úpravu elektronicke verze dotaznıku by bylo vhodne v souladu s etickymi trendy pedagogicko-psychologicke diagnostiky, aby byla respondentovi dana monost na poloku neodpovedet.

Za úcelem porovnanı presnosti merenı indexu OCDQ-RS (original) a KUS byly normy KUSu prepočítany na odpovıdající stupnici OCDQ-RS (original) – aritmetický prumer i smerodatna odchylka KUSu byly vynasobeny poctem poloek OCDQ-RS (original) v dane dimenzi.

Pro vypočet standardnı chyby merenı byl uıt vzorec vychazející z klasicke teorie testu:

$$\sigma_e = \sigma_t \sqrt{1 - r},$$

kde  $\sigma_e$  je standardnı chyba merenı,  $\sigma_t$  je smerodatna odchylka rozdelenı vysledku v dane dimenzi mezi skolami a  $r$  je reliabilita (viz tabulka 3). Jedna se tedy o odhad chyby merenı způsobeny nısı konsistencı poloek.

Tabulka 7

*Porovnání standardní chyby měření indexů klimatu*

aritmetický průměr směrodatná odchylka standardní chyba měření	OCDQ-RS (originál)	KUS přepočítáno podle OCDQ-RS (originál)	KUS
P	18,19 2,66 <b>0,80</b>	20,72 2,45 <b>0,49</b>	2,96 0,35 0,070
D	13,96 2,49 <b>0,90</b>	20,72 2,17 <b>0,61</b>	2,96 0,31 0,088
A	26,45 1,32 <b>0,51</b>	30,9 2,60 <b>0,64</b>	3,09 0,26 0,064
F	12,33 1,98 <b>0,77</b>	10,56 1,56 <b>0,62</b>	1,76 0,26 0,104
V	8,80 0,92 <b>0,50</b>	10,08 1,16 <b>0,37</b>	2,52 0,29 0,092

Výsledky tohoto porovnání jsou v souladu s očekáváním podle srovnání koeficientů reliability, protože míra heterogenity vzorků v New Jersey i v ČR je srovnatelná, jak ukazují až na výjimky směrodatné odchylky u jednotlivých indexů. Až na index A je z tabulky patrné, že měření indexů KUSu je přesnější než u OCDQ-RS (originál).

## 8 Stabilita dotazníku z hlediska vybraných ukazatelů

Stabilita dotazníku byla kontrolována stabilitou vybraných statistických ukazatelů. Porovnávána byla změna ukazatelů získaných na vzorku 33 škol (duben–září 2011) a na rozšířeném vzorku 77 škol (do června 2012). Reliabilita dimenzí s jednotkou učitel se změnila maximálně o 0,01. Korelace položek s příslušnou dimenzí všude mírně narostly, zůstalo i jejich pořadí příslušnosti k dané dimenzi. Posun v pořadí byl ojedinělý a maximálně o 3 místa. Procento vysvětlitelnosti celkové variability pěti faktory zůstalo jak při metodě maximální věrohodnosti, tak při metodě hlavních komponent totožné (při zaokrouhlení na celá procenta, výpočet byl realizován s jednotkou učitel). Shodné výsledky vyšly i u vysvětlitelného procenta jednotlivými

faktory samostatne. Korelacnı koeficienty mezi dimenzemi se zmenily maximalne o 0,05 (takto klesla korelace mezi P a D z 0,61 na 0,56 – s jednotkou ucitel). Toto poukazuje na vysokou stabilitu dotaznıkem meřenych konstruktu s jejich nezávislostı na aktualnım vzorku škol, na kterem jsou jejich vlastnosti prezentovany.

K nepatrnym zmenam došlo i u norem dimenzı. Zmena v prumeru indexu byla maximalne o 0,1, smerodatna odchylka mezi školami narostla maximalne o 0,06 a prumerna smerodatna odchylka uvnitř škol zustala zachovana (maximalnı zmena o 0,02). Tyto drobne zmeny mohou byt prıcteny na vrub urcıte zmeny struktury vzorku škol, coř se mohlo stat dıky tomu, ře školy nebyly do vzorku vybırány nahodne, ale byly cılene oslofovany k dobrovolne ucasti. S tımto ohledem lze i zıskane normy pokladat za relativne stabilnı v ˇceskych školach na poatku druheho desetiletı 21. stoletı.

## 9 Zaver

Snařili jsme se predstavit dotaznık KUS a poukazat na jeho silne konstrukcnı stranky, zejmena vysokou reliabilitu dimenzı a vysoke procento vysvetlitelnosti celkove variability, a to v porovnanı s originalem OCDQ-RS a jeho slovenskou verzı. Souasne bychom chteli zdurazit, ře tyto vysledky jsou dany jinou metodologickou preferencı, neř jakou uplatņovali autoři originalu a slovenske verze.

Autoři originalu tvořili predevřım vyzkumny nastroj, ktery by mel co nejlepe pokryt ramec klimatu školy vymezeny Halpinem a Croftem (1963), byt pod empirickymi zkuřenostmi trochu modifikovany. Proto na zaklade faktorove analyzy vylucovali polořky (a po jejich vzoru i slovenřtı autoři), ktere prı kolme rotaci varimax zapadaly mezi dva ˇci vıce faktoru. My jsme takove polořky nevylucovali, pokud jsme si dokazali obhajit jejich obsahovou prınaleřitost k urcıte dimenzi a jejich korelacnı prıspevek ke zvyřenı vnitřnı konsistence prısluřne dimenze. Tento odliřny prıstup prırozene generuje vyřı vnitřnı konsistence a mořnou vyřı korelovanost mezi dimenzemi. Tyto naře preference vyplyvaly predevřım z toho, ře jsme chteli vytvořit nastroj, ktery by mohl poskytovat zpetnou vazbu školam samotnym. Vznik nastroje byl podpořen v ramci narodnıho projektu Cesta ke kvalite, ktery se zameroval na podporu škol v oblasti vlastnıho hodnocenı. Prı tvorbe originalu zastupovali ve vzorku školu vřdy nahodne vybranı ucitele, my jsme usilovali, a tak je dotaznık i predkladan uřivatelum k pouřıtı, aby dotaznık vyplnili pokud

možno všichni učitelé ve škole. Do dat jsme zahrnuli pouze školy s návratností vyšší než 70 %. Bylo pro nás tedy důležité, aby byly jednotlivé dimenze měřeny co nejpřesněji a měly zřetelnou obsahovou interpretaci. Rezignovali jsme na jejich nezávislost a jejich prokázané souvislosti prezentujeme jako dokladování jejich vlastností.

Důležitým zjištěním je, že pro sledovanou oblast je počet pěti dimenzí dostatečný, neboť procenta vysvětlitelnosti celkové variability jsou v originále i u KUS uspokojivá. Fakt, že u KUSu je toto procento ještě o něco vyšší, však můžeme přičíst též na vrub tomu, že jsme některé položky negativně zaměřené na chování vedení školy z dotazníku vyloučili, protože jsme jim neuměli najít odpovídající dimenzi. Tato část v KUSu tedy chybí. V originále i ve slovenské verzi je to pokryto dimenzí *direktivity ředitele*. U KUSu jsme některé tyto negativní položky s rozporupnými korelacemi vyloučili a posílili položky jiné dotvářející dimenzi nově pojmenovanou jako *podpora vedení školy*, která však již pozitivně a silně koreluje s dimenzí *podpora sboru vedením školy*.

## 10 Omezení studie

Data pro standardizaci dotazníku KUS byla získána na základě dobrovolné účasti škol. Je možné předpokládat, že vzorek škol nebyl vzhledem k měřeným konstruktům náhodný, ale že byla data získána především ze škol, které klimatu učitelského sboru přisuzují zvýšenou pozornost, a tedy se může jednat o školy s klimatem spíše pozitivním oproti populaci všech škol v České republice.

Z dotazníku KUS byly postupně eliminovány položky popisující negativní chování vedení školy. Tato dimenze tedy v dotazníku chybí oproti původnímu teoretickému konceptu, kde byla reprezentována dimenzí *direktivity*. Ta však v nazírání českých učitelů nemá tak jednoznačné negativní konotace a byla nahrazena neutrální dimenzí *pevnost vedení školy*.

## Literatura

- Blahuš, P. (1985). *Faktorová analýza a její zobecnění*. Praha: SNTL.
- Chvál, M., & Urbánek, P. (2013). *16\_Databáze\_KUS*. Praha: NÚV. Dostupné z <http://www.nuv.cz/file/496/>
- Gavora, P., & Braunová, J. (2010). Adaptácia Dotazníka organizačnej klímy školy (OCDQ-RS). *Pedagogická orientace*, 20(1), 39–59.



- Halpin, A. W., & Croft, D. (1963). *The organisational climate of schools*. Chicago: Midwest Administration Center of the University of Chicago.
- Hoy, W. K., Tarter, C. J., & Kottkamp, R. B. (1991). *Open schools/healthy schools. Measuring organizational climate*. Beverly Hills: Sage.
- Lašek, J. (2001). *Socialne psychologicke klima ˇskolnich trid a ˇskoly*. Hradec Kralove: Gaudeamus.
- Niˇšpovska, M., & Urbanek, P. (2007). Analyza klimatu uˇcitelskych sboru ZˇS: kvalitativnı sonda. In R. Jandova (Ed.), *Svet vychovy a vzdelavanı v reflexi souˇcasneho pedagogickeho vyzkumu: Sbornık prıspevku XV. konference ˇCAPV poradane katedrou pedagogiky a psychologie Pedagogicke fakulty JU* (s. 101–108). ˇCeske Budejovice: JCU.
- Urbanek, P. (2003). Merenı klimatu ˇskoly a uˇcitelskeho sboru v ˇceskem prostedı zakladnı ˇskoly. Prıprava aplikace dotaznıku OCDQ-RS. In *Socialnı a kulturnı souvislosti vychovy a vzdelavanı. Sbornık 11. vyroˇcnı mezinarodnı konference ˇCAPV. Sbornık referatu*. Brno: MU. [CD-ROM].
- Urbanek, P. (2006). Klima uˇcitelskych sboru ZˇS: empiricka zjiˇstenı. In *Souˇcasne metodologicke prıstupy a strategie pedagogickeho vyzkumu. Sbornık prıspevku 14. konference ˇCAPV*. Plzen: ZCU. [CD-ROM]
- Urbanek, P., & Chval, M. (2012). *Klima uˇcitelskeho sboru. Dotaznık pro uˇcitele*. Praha: NUV. Dostupne z <http://www.nuv.cz/file/62>
- Zvara, K., & ˇStepan, J. (2002). *Pravdepodobnost a matematicka statistika*. Praha: Matfyzpress.

## Autori

PhDr. Martin Chval, Ph.D., Karlova univerzita, Pedagogicka fakulta, Ustav vyzkumu a rozvoje vzdelavanı, Myslıkova 7, 110 00 Praha 1, e-mail: martin.chval@pedf.cuni.cz

Doc. Petr Urbanek, Dr., Karlova univerzita, Pedagogicka fakulta, Ustav vyzkumu a rozvoje vzdelavanı, Myslıkova 7, 110 00 Praha 1, e-mail: petr.urbanek@tul.cz

## Organizational climate of schools: Adaptation of questionnaire OCDQ-RS for condition of Czech schools

**Abstract:** The study compares psychometric parameters of a new questionnaire measuring organizational school climate (so called KUS) with available parameters of the original OCDQ-RS questionnaire developed in the U.S. and its Slovak adaptation. The paper first describes the original OCDQ-RS questionnaire, its Slovak standardization, and the adaptations made to the original for use in the Czech Republic. We compare psychometric parameters of the OCDQ-RS with the Slovak standardized version and the Czech non-standardized version, and describe the data sets of the corresponding samples in the subsequent section. The paper then presents the psychometric analysis and explains why the openness index of climate in the KUS questionnaire was left out compared with the Slovak questionnaire. The last section shows the indicative norms and standard errors of the indexes. Sample comprised 1823 teachers from

77 mainly primary schools with a return rate of at least 70%. The following analytical procedures were used: Item analysis, exploratory factor analysis, supplementary confirmatory factor analysis, Pearson correlation coefficients, Cronbach coefficients, ANOVA and computation of standard error of measurement of climate components. The unit of analysis was the teacher or the school, depending on the analytical needs and possibilities. The KUS questionnaire retained four components: (1) supportive governance behavior, (2) engaged teacher behavior, (3) frustrated teacher behavior, (4) intimate teacher behavior. The fifth component – directive principal's behavior – was substituted by the component strength of governance. All of the components have a good Cronbach coefficient alfa between 0,84 and 0,96. The number of items increased from 34 to 40 compared with the OCDQ-RS.

**Keywords:** OCDQ-RS, KUS, organisational climate of schools, standardization, factor analysis

---

Filová, H., et al. (2013). *Příručka pro fakultní cvičné učitele aneb Jak vést pedagogické praxe studentů učitelství 1. stupně základní školy*. Brno: Masarykova univerzita.

Publikace je koncipována jako manuál pro fakultní cvičné učitele při vedení studentů oboru Učitelství pro 1. stupeň ZŠ na pedagogických praxích. Její obsah odráží aktuální požadavky na praktickou přípravu studentů, které vyplývají ze stávajícího vzdělávacího programu oboru v kontextu jeho teoretické struktury, integruje obsah a cíle teoretických předmětů a jednotlivých praxí. Jsou v ní vymezeny konkrétní požadavky PdF MU v Brně na cvičné učitele při vedení pedagogických praxí v jednotlivých etapách pregraduální přípravy, ale i nezbytná teorie, z které studenti na ve studiu na fakultě při praxích vycházejí, aby mohli smysluplně rozvíjet své profesionální kompetence. Důležitou součástí příručky je komplexní přehled jednotlivých forem praxí s jejich specifickým zaměřením včetně doporučených způsobů hodnocení studentů a jejich výkonů. Poslední část práce tvoří stručný „slovníček pojmů“, které se v poslední době staly terminologicky významnými v učitelském diskursu.