

Paulík, Karel; Rečka, Karel

Inventář ke zjišťování pracovní spokojenosti učitelů

Studia paedagogica. 2024, vol. 29, iss. 1, pp. [5]-24

ISSN 2336-4521 (online)

Stable URL (DOI): <https://doi.org/10.5817/SP2024-1-1>

Stable URL (handle): <https://hdl.handle.net/11222.digilib/digilib.80147>

Access Date: 06. 02. 2025

Version: 20250130

Terms of use: Digital Library of the Faculty of Arts, Masaryk University provides access to digitized documents strictly for personal use, unless otherwise specified.

STUDIE

INVENTÁŘ KE ZJIŠŤOVÁNÍ PRACOVNÍ SPOKOJENOSTI UČITELŮ

INVENTORY TO DETERMINE TEACHER JOB SATISFACTION

Karel Paulík^a, Karel Rečka^a

^a Filozofická fakulta, Ostravská univerzita

ABSTRAKT

Příspěvek představuje původní metodu k měření pracovní spokojenosti učitelů. Metoda zahrnuje jedenáct položek hodnocených na pětibodové odpovědní škále a měří dvě dimenze pracovní spokojenosti: spokojenost s učitelskou profesí jako takovou a spokojenost na stávajícím pracovišti (škole). Nástroj byl ověřen na souboru 3 136 učitelů a vykazuje přijatelné psychometrické vlastnosti. Součástí příspěvku je aplikace dostupná online umožňující odhad faktorových skóreů na základě finálního modelu.

KLÍČOVÁ SLOVA

pracovní spokojenost; učitel; inventář; faktorová analýza

ABSTRACT

The article presents an original method for measuring teacher job satisfaction. The method consists of 11 items rated on a five-point response scale and measures two dimensions of job satisfaction: satisfaction with the teaching profession itself and satisfaction with the current workplace (school). The tool was validated in a sample of 3,136 teachers and showed acceptable psychometric properties. We present a free online application that enables the estimation of factor scores based on the final model.

KEYWORDS

job satisfaction; teacher; inventory; factor analysis

KORESPONDUJÍCÍ AUTOR

Karel Paulík, Filozofická fakulta, Ostravská univerzita, Katedra psychologie, Reální 5, 701 03 Ostrava
e-mail: karel.paulik@osu.cz

Úvod

Výčet autorů, kteří zdůrazňují důležitost profese učitele pro kvalitu vzdělávání, by sám o sobě přesáhl možnosti jednoho článku. Role učitele, který je vedle rodiny závažným aktérem formování znalostí i dovedností a chování i morálního rozvoje dětí, je ve výchově mladé generace přes všechny změny ve školním vzdělávání stále považována za nezastupitelnou. Nároky spojené s výkonem učitelské profese se dále v důsledku aktuálních proměn role učitele zvyšují. Podílejí se na skutečnosti, že je učitelství řazeno ke značně stresujícím profesím (Kot'a, 2011; Štětovská & Skalníková, 2004; Řehulka, 2016). Pro splnění profesních očekávání a požadavků, které mívají potenciál překročit adaptační kapacitu učitele a přerůst na úroveň stresu (Paulík, 2017), jsou potřebné určité osobní i objektivní organizační podmínky. Zmíníme-li se alespoň o některých základních subjektivních předpokladech, lze k nim řadit vedle profesních kompetencí (včetně dispozic ke zvládnutí pracovní zátěže) pracovní angažovanost příznačnou mimo jiné zaujetím svou prací, elánem či ochotou a schopností aktivně přispívat k řešení vznikajících problémů i nad rámec stanovených povinností (Paulík, 2017) anebo hodnocení vlastní práce jako dobře řízené a organizované, smysluplné a uspokojivé (Paulík, 1999).

K podstatným organizačním předpokladům naplnění učitelské role můžeme řadit vedle vhodného složení (po odborné i osobnostní stránce) pedagogického sboru také jeho stabilitu, kterou narušují např. předčasné odchody učitelů z profese (atrice) založené na vlastním rozhodnutí. Tyto odchody se podílejí na nedostatku kvalitních učitelů v řadě zemí (Kostelecká et al., 2023).

1 Pracovní spokojenost učitelů

V našem článku se zaměřujeme na zjišťování pracovní spokojenosti, která je v psychologii práce a organizace považována za důležitý fenomén s organizačními, zdravotními i ekonomickými konsekvencemi (Bowling et al., 2011; Riggio, 2018). Obsáhlý přehled teorií pracovní spokojenosti přináší např. Kollárik et al. (2011). Fenomén pracovní spokojenosti budí pozornost sám o sobě jako podstatná charakteristika prožívání učitelů i v souvislosti s řešením řady problémů v teorii i praxi (OECD, 2020).

Spolu s dalšími konstrukty založenými na subjektivním hodnocení práce a podmínek jejího výkonu (jako je např. subjektivní pracovní zátěž, smysl práce, pracovní angažovanost) se pracovní spokojenost řadí k faktorům, které významně souvisejí s celkovým přístupem učitelů k práci. To se jeví jako evidentní jak intuitivně, tak na základě výzkumů zaměřených na příslušné konstrukty. Přestože vztah spokojenosti a pracovní výkonnosti v obecné rovině není přímý (Judge et al., 2001; Paulík, 1999), je zřejmě reálný předpo-

klad, že „od učitelů silně nespokojených v oblasti práce se jistě nedá očekávat, že budou velmi úspěšní či užiteční ve svém povolání“ (Průcha, 2002, s. 78).

Pracovní spokojenost rovněž patří k faktorům souvisejícím s ochotou setrvat v profesi či na pracovišti. I když někteří autoři zabývající se touto otázkou mezi příčiny atrice pracovní spokojenost učitelů explicitně neuvádějí (Kostelecká et al., 2023; Rozkocová & Urbánek, 2017), její podíl je zde implicitně zahrnut jako prožitkový korelát hodnocení práce a pracovních podmínek, který ovlivňuje rozhodování učitelů o setrvání v profesi, což podporují i další studie (Paulík, 2007).

Pracovní spokojenost je také důležitou součástí fenoménu *wellbeing* (Diener & Biswas-Diener, 2008) považovaného mimo jiné za podstatnou charakteristiku zdraví i kvality života (Kebza, 2005). Pracovní spokojenost je studována v rozmanitých souvislostech, přičemž různí autoři poukazují na její pozitivní vztah k utváření pocitu smysluplnosti práce a pracovní angažovanosti (Paulík, 2017) a záporný vztah k rozvoji exhaustivního syndromu vyhoření (*burnout*) (Smetáčková et al., 2019) či tendencím k odchodu z profese, případně z dané školy (Paulík, 2007).

Pro naše účely můžeme vyjít z vymezení pracovní spokojenosti učitele jako zážitkového jevu s hédonickou (libou, či nelibou) dimenzí „založeného na kognitivním hodnocení jedince: (a) jeho celkové situace (generalizované, agregované) v profesi vycházející z bilance kladů a záporů; (b) jeho aktuální situace a různých dílčích složek výkonu profese“ (Paulík, 2012, s. 139). Hodnocení se opírá o porovnání očekávání učitele s realitou, jejíž součástí může být i komparace vlastní situace a situace jiných lidí či profesních skupin a také hodnocení náročnosti vlastní práce. Očekávání je ovlivňováno řadou okolností, jako jsou např. osobnostní dispozice, hodnoty, zvyklosti apod.

Pro zjišťování pracovní spokojenosti existuje množství metod. Ve výzkumu tohoto fenoménu u učitelů se využívají metody vytvořené přímo pro ně jako např. TSS – Teaching Satisfaction Scale (Ho & Au, 2006) nebo TJSS – Teacher Job Satisfaction Scale (Pepe et al. 2017) a metody určené pro různé profese bez specifikace jako např. MSQ – Minnesota Satisfaction Questionnaire (Weiss et al., 1967a), Job Descriptive Index (JDI; Smith et al., 1969) nebo u nás zavedená škála Práce a zaměstnání, která je součástí Dotazníku životní spokojenosti (Fahrenberg et al., 2001).

Jeden z autorů této studie se zabývá pracovní spokojeností učitelů řadu let. Před více než dvaceti lety začal ve výzkumu používat vlastní inventář s pracovním názvem Hodnocení spokojenosti učitelů (HSU), který byl publikován v knize o pracovní spokojenosti učitelů (Paulík, 1999). Od té doby tuto metodu používají i další badatelé a studenti v rámci kvalifikačních prací (Baudiš, 2016; Čapek, 2010; Slezáčková & Škrabská, 2013; Štětovská & Skalníková, 2004 a další). Autor byl opakovaně žádán o poskytnutí údajů o její validizaci či standardizaci metody.

Cílem tohoto příspěvku je dotažení zmíněné metody do psychometricky přijatelné podoby včetně jejího konceptuálního rámce a její předložení odborné veřejnosti k použití ve výzkumu. Domníváme se, že o využití této poměrně jednoduché původní metody zaměřené přímo na pracovní spokojenost učitelů by mohl být v odborných kruzích zájem.

2 Popis nástroje

Náš inventář vychází z původního záměru sledovat pracovní spokojenost učitelů v širším kontextu – v souvislostech s některými dalšími jevy, jako je pracovní zátěž, důležitost přičítaná učitelství nebo hodnocení některých znaků vlastní osoby a zdravotního stavu (Paulík, 1995). Položky byly založeny jednak na přímém dotazu na určitou proměnnou, jak je v podobných výzkumech celkem běžné (Travers & Cooper, 1996), jednak zjišťovaly spokojenost nepřímo s využitím hypotetické možnosti nové volby profese nebo školy.

Položky týkající se spokojenosti s učitelskou profesí byly voleny na základě vlastní zkušenosti i s ohledem na odbornou literaturu (Pierce & Molloy, 1990). Postupem času jsme inventář zaměřovali zejména na pracovní spokojenost. Na základě položkové analýzy byly vyřazeny položky, které sdílely s ostatními položkami minimální množství rozptylu a korelovaly s nimi pouze velmi slabě. Zbýlých 11 položek spolu významně koreluje a sdílejí přijatelné množství rozptylu. Položky 5–11 jsou uvozeny stejnými slovy („Na škole, kde právě působím, jsem...“). Na všechny položky mohou respondenti odpovídat pomocí pětibodové škály. Kompletní podobu dotazníku lze nalézt v příloze 1.

3 Popis výzkumného souboru

Soubor pro ověření metody tvořilo celkem 3 136 učitelů. K účasti na výzkumu byli získáni přímo autory na různých odborných a vzdělávacích akcích pro učitele či poučenými studenty v letech 2016–2019. Všichni odpovídali na otázky metodou „tužka papír“. Přibližně dvě třetiny ($n = 1982$, 63 %) souboru tvořily ženy, jednu třetinu muži ($n = 1154$, 37 %). Přes tisíc učitelů ($n = 1094$, 35 %) působil na prvním stupni základní školy, na druhém stupni základní školy 569 (18 %). Na střední škole vyučovalo 1 473 (47 %) respondentů, z toho 210 (7 %) na gymnáziu. Věk respondentů se pohyboval od 20 do 70 let s průměrem 41,2 let ($SD = 10,4$). Uváděné trvání praxe bylo v rozpětí méně než 1 rok po 49 let s průměrem 15,7 let ($SD = 10,7$). Popis souboru z hlediska pohlaví, věku i délky praxe v závislosti na typu školy, kde učitel pracuje, ukazuje tabulka 1.

Tabulka 1

Popis souboru z hlediska pohlaví, věku a délky praxe v závislosti na typu školy

Proměnné	1. stupeň základní školy		2. stupeň základní školy		Střední škola		Gymnázium	
	n / M	% / SD	n / M	% / SD	n / M	% / SD	n / M	% / SD
Pohlaví								
Muž	279	26	185	33	587	46	103	49
Žena	815	74	384	67	676	54	107	51
Věk	41,0	10,5	41,5	10,1	41,1	10,4	41,9	10,4
Délka praxe	16,6	10,8	17,7	10,8	13,8	10,4	17,0	10,5

Pozn.: Věk i délka praxe jsou uvedeny v letech. Pro pohlaví jako kategoričnou proměnnou jsou uvedeny absolutní (n) a relativní (%) četnosti, pro věk a délku jako kvantitativní proměnné jsou uvedeny průměry (M) a směrodatné odchylky (SD).

4 Statistická analýza dat

Data byla zpracována v programu R verze 4.0.2 (R Core Team, 2017) s využitím následujících balíčků: readxl verze 1.3.1 (Wickham & Bryan, 2019) pro import dat; dplyr verze 1.0.8 (Wickham et al., 2022) pro manipulaci s daty; psych verze 2.2.5 (Revelle, 2017) pro základní položkovou analýzu; lavaan verze 0.6–12 (Rosseel, 2012) pro odhad strukturních modelů (včetně explorační a konfirmační faktorové analýzy) a faktorových skóru; ggplot2 verze 3.3.5 (Wickham, 2009) a pro tvorbu grafů; a tidySEM verze 0.2.3 (van Lissa, 2022) pro tvorbu strukturních diagramů.

Dále byla provedena explorační faktorová analýza. Počet faktorů k extrakci byl určen pomocí Hornovy paralelní analýzy, jejíž podstatou je porovnání hodnot vlastních čísel z pozorovaných dat se simulovanou distribucí vlastních čísel nekorelovaných proměnných, která vznikne náhodným resamplingem původních dat (Auerswald & Moshagen, 2019). Pro odhad strukturních modelů (explorační i konfirmační faktorová analýza) byl použit estimátor MLR (robust maximum likelihood), protože poskytuje relativně nezkrácené a precizní odhady faktorových nábojů i korelací mezi faktory v případě ordinálních indikátorů se čtyřmi a více kategoriemi (Li, 2016).

Jako indexy shody s daty uvádíme χ^2 -test modelu, comparative fit index (CFI), root mean square error of approximation (RMSEA) a standardized root mean square residual (SRMR). χ^2 -test ověřuje exaktní shodu s daty a u větších vzorků (nad 200 případů) je téměř vždy signifikantní. CFI je měřítkem zlepšení shody s daty ve srovnání s nulovým modelem, předpokládajícím nulové kovariance mezi proměnnými; vyšší hodnota CFI znamená lepší shodu s daty, přičemž hodnoty 0,90 a více jsou obvykle považovány za

přijatelné. RMSEA je měřítkem toho, nakolik se předkládaný model odchyluje od modelu, který by se dokonale shodoval s daty; nižší hodnoty tedy znamenají lepší shodu s daty a hodnoty 0,08 nebo 0,10 a nižší jsou obvykle považovány za přijatelné. SRMR je standardizovaným měřítkem toho, nakolik se korelace predikované modelem odchylojí od pozorovaných, ale na rozdíl od RMSEA či SRMR nezahrnuje žádnou penalizaci za komplexitu modelu; nižší hodnoty znamenají lepší shodu s daty a hodnoty 0,08 a nižší jsou obvykle považovány za přijatelné. Pro přehled indexů shody s daty a diskuzi o užívaných cutoffech viz např. Kenny (2020) nebo Xia & Yang (2019).

5 Deskriptivní statistiky

Nejprve byly vypočteny základní deskriptivní statistiky položek. Tabulka 2 ukazuje průměry a směrodatné odchylky položek, koeficienty šikmosti, špičatosti a obtížnosti (popularity) a také odhad sdíleného rozptylu, korigovanou

Tabulka 2

Základní statistiky položek

Položky (zkráceno)	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Skew</i>	<i>Kurt</i>	<i>p</i>	SMC	<i>r</i>	Četnosti odpovědí (%)				
								O1	O2	O3	O4	O5
Zaměstnání	3,65	0,82	-0,89	0,39	0,66	0,42	0,58	1	12	17	62	8
Výběr učitelství	3,28	1,14	-0,14	-0,80	0,57	0,39	0,51	6	20	30	27	17
Výběr školy	3,64	1,10	-0,42	-0,62	0,66	0,31	0,56	3	13	27	31	26
Důležitost učitelství	4,09	0,83	-0,78	0,54	0,77	0,13	0,33	1	3	17	45	34
Žáci	3,43	0,85	-0,57	-0,27	0,61	0,25	0,48	1	15	28	50	5
Kolegové	3,87	0,77	-0,69	0,85	0,72	0,26	0,51	1	5	19	57	18
Nadřizení	3,62	0,99	-0,68	0,07	0,65	0,34	0,57	3	11	23	47	16
Rodiče žáků	3,22	0,82	-0,24	0,09	0,56	0,17	0,37	2	14	47	33	4
Materiální vybavení	3,09	1,07	-0,07	-0,82	0,52	0,31	0,43	6	27	28	31	8
Prostředí	3,50	1,01	-0,42	-0,52	0,62	0,37	0,57	2	16	24	42	14
Plat	2,30	1,02	0,49	-0,50	0,32	0,23	0,50	24	39	22	13	2

Pozn.: $n = 3136$. Položky byly bodovány na škále od 1 do 5. *Skew* = šikmost, *Kurt* = špičatost, *p* = obtížnost (popularity) položky, SMC = odhad podílu sdíleného rozptylu (čtverec vícenásobné korelace se všemi ostatními položkami jako prediktory a danou položkou jako závislou proměnnou), *r* = korigovaná korelace položky se zbytkem škály. O1 až O5 označují jednotlivé odpovědní kategorie.

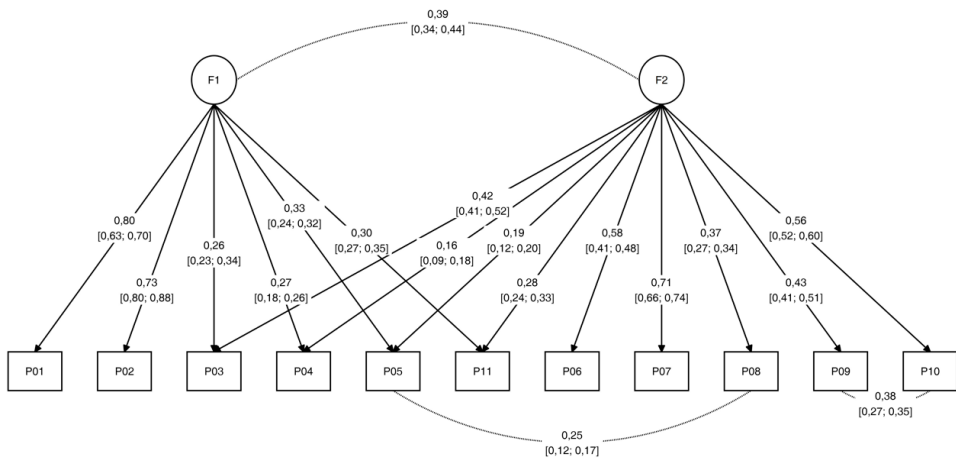
korelaci položky se zbytkem škály a četnosti jednotlivých odpovědních kategorií. Jak můžeme vidět, obtížnost (popularita) položek se pohybovala v rozmezí od 0,32 (položka 11, plat) po 0,77 (položka 4, důležitost učitelství). Žádná z položek tedy nebyla extrémně snadná ani obtížná. Absolutní hodnota koeficientů šikmosti a špičatosti byla u všech položek nižší než jedna, distribuce odpovědí na položky tedy nebyly nijak extrémně šikmé ani špičaté. Faktorová analýza totiž předpokládá, že zdrojem sdíleného rozptylu mezi položkami je soubor latentních proměnných, a pokud tedy určité položky s ostatními nesdílejí žádný rozptyl, nemohou měřit tytéž latentní proměnné.

6 Faktorová analýza

Položky inventáře byly podrobeny explorační faktorové analýze. Abychom mohli výsledný model nezávisle ověřit na novém souboru dat, byla tato analýza provedena pouze u souboru mužů a výsledný model byl nakonec ověřen u souboru žen. K určení počtu faktorů k extrakci byla použita Hornova paralelní analýza a inspekce sutinového grafu. Obě tyto metody jednoznačně nasvědčovaly dvoufaktorovému řešení, proto byly extrahovány dva faktory. Výsledný explorační faktorový model ovšem vykazoval poměrně nižší shodu s daty, $\chi^2(34, n = 1154 \text{ mužů}) = 416,01, p < 0,001$, CFI = 0,860, RMSEA = 0,099 (90 % CI [0,090; 0,107]), SRMR = 0,048.

Na základě analýzy reziduálních korelací, modifikačních indexů a významu položek byly proto povoleny korelace mezi rezidui dvou párů položek, a to položek 5 a 8 a položek 9 a 10. To, proč spolu tyto položky korelovaly silněji, než by vysvětloval efekt dvou latentních proměnných, lze vysvětlit poměrně jednoduše. Položky 5 a 8 hovoří o spokojenosti s žáky a rodiči žáků, ale je pravděpodobné, že se vztahy s žáky promítají do vztahů s rodiči žáků – nebo naopak, že se vztahy s rodiči promítají do vztahů s žáky. Položky 9 a 10 se významově překrývají, protože „materiální vybavení“ je součástí „prostředí“ školy. Po povolení těchto reziduálních korelací již vykazoval výsledný model přijatelnou shodu s daty, $\chi^2(32, n = 1154 \text{ mužů}) = 275,38, p < 0,001$, CFI = 0,911, RMSEA = 0,081 (90 % CI [0,073; 0,090]), SRMR = 0,040.

Pro dosažení parsimonního modelu jsme postupně fixovali nesignifikantní ($p < 0,005$) náboje položek na nulu. Ve finálním modelu tak měly položky 1 a 2 náboje pouze na faktor 1, položky 6 až 10 pouze na faktor 2 a položky 3 až 5 a 11 náboje na obou faktorech. Tento model byl nejdříve odhadnut na souboru mužů, kde vykazoval přijatelnou shodu s daty, $\chi^2(37, n = 1154 \text{ mužů}) = 285,34, p < 0,001$, CFI = 0,909, RMSEA = 0,076 (90 % CI [0,068; 0,084]), SRMR = 0,043.



Obrázek 1

Finální model (standardizované řešení)

Pozn.: $\chi^2(37, n = 3136) = 426,50, p < 0,001, CFI = 0,938, RMSEA = 0,058$ (90 % CI [0,053; 0,063]), $SRMR = 0,031$. Všechny zobrazené koeficienty jsou statisticky významné na úrovni $p < 0,001$. V hranatých závorkách jsou uvedeny 95% intervaly spolehlivosti. Faktor F1 reprezentuje spokojenost s učitelstvím jako profesí, faktor F2 spokojenost s pracovištěm. Položky začínají písmenem „P“ (P01 = spokojenost se zaměstnáním, P02 = pravděpodobnost opakovaného výběru učitelství, P03 = pravděpodobnost opakovaného výběru stejné školy, P05 = důležitost učitelství, P05 = spokojenost se žáky, P06 = spokojenost s kolegy, P07 = spokojenost s nadřízenými, P08 = spokojenost s rodiči žáků, P9 = spokojenost s materiálním vybavením, P10 = spokojenost s prostředím, P11 = spokojenost s platem).

Následně jsme model ověřili na vzorku žen, kde rovněž vykazoval dobrou shodu s daty, $\chi^2(37, n = 1982 \text{ žen}) = 283,35, p < 0,001, CFI = 0,934, RMSEA = 0,058$ (90 % CI [0,052; 0,064]), $SRMR = 0,032$. U celkového vzorku vykazoval model také dobrou shodu s daty, $\chi^2(37, n = 3136) = 426,50, p < 0,001, CFI = 0,938, RMSEA = 0,058$ (90 % CI [0,053; 0,063]), $SRMR = 0,031$.

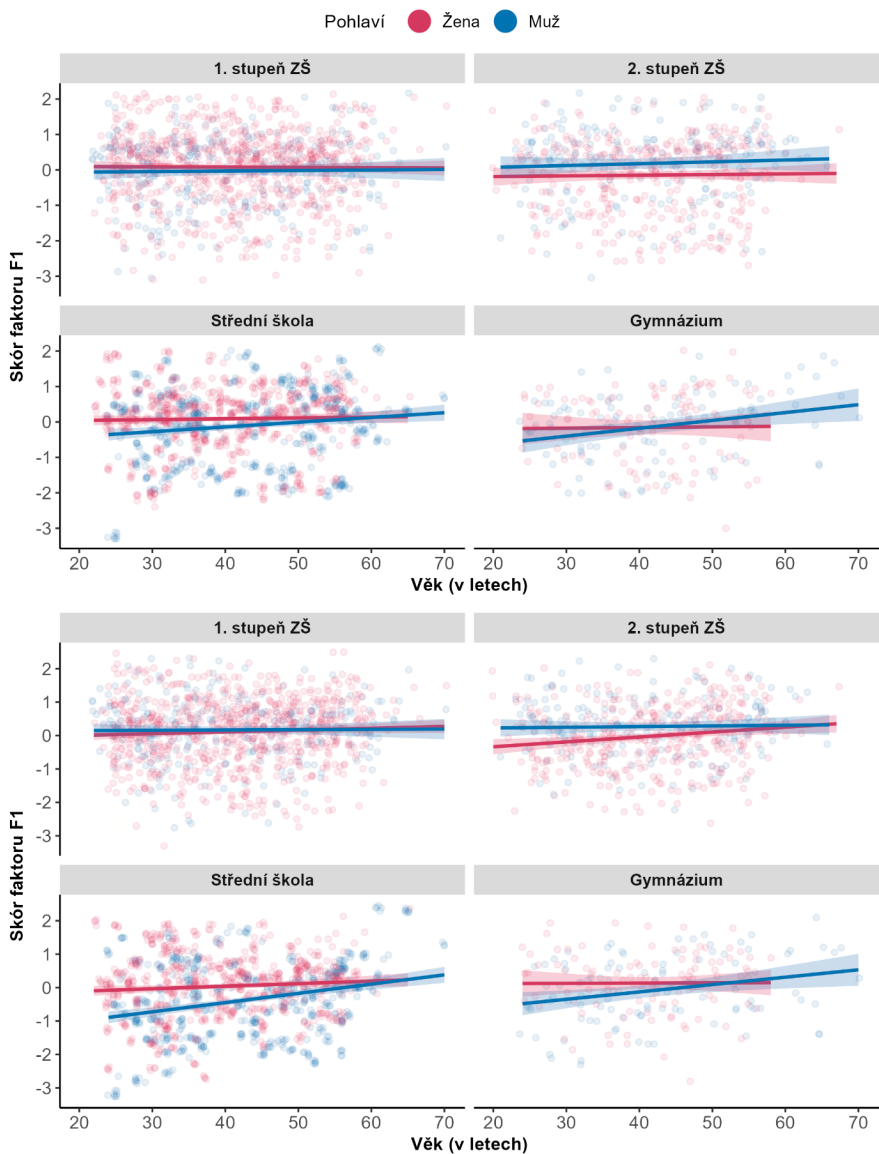
Strukturu a standardizované koeficienty modelu ukazuje obrázek 1. Podle vzorce faktorových nábojů jednotlivých položek je možné prohlásit, že faktor F1 postihuje spokojenost respondentů s tím, že se stali učiteli (a nevěnují se nějaké jiné profesi). Nejsilnější náboj u tohoto faktoru měla přitom položka 1, která se táže přímo na to, nakolik je respondent spokojen se svou profesí učitele. Faktor F2 reprezentuje spokojenost s pracovištěm, to znamená spokojenost respondentů s prací a situací na škole, na které právě pracují. Nejsilnější náboje u tohoto faktoru měly položky týkající se spokojenosti s nadřízenými, kolegy a prostředím školy, což jsou všechny aspekty pracovní spokojenosti, které je možné změnit přechodem na jiné pracoviště (školu), aniž by byla nutná změna profese.

7 Efekt pohlaví, věku a školy na faktorové skóry

Nakonec jsme odhadli skóry všech respondentů na obou faktorech pomocí regresní metody (DiStefano et al., 2009). Tato metoda využívá lineárně regresního modelu pro predikci faktorových skóre (ty jsou závislými proměnnými) a odpovědi na jednotlivé položky jsou chápány jako prediktory. Váhy jednotlivých prediktorů jsou vypočteny tak, že se inverzní kovariační matice položek násobí maticí faktorových nábojů a kovariancí mezi faktory. Výsledné odhady faktorových skóre tak zohledňují nejen to, jak dobrým indikátorem je daná položka (jak silný má faktorový náboj), ale také korelaci mezi položkami a mezi faktory, což maximalizuje validitu (determinaci, korelaci s latentními proměnnými) takto odhadnutých skóre (DiStefano et al., 2009; podrobněji viz Grice, 2001).

Odhad reliability faktorových skóre činil 0,79 pro první faktor a 0,76 pro druhý faktor. Faktorové skóry jsme následně použili jako závislé proměnné v lineárně regresních modelech s pohlavím, věkem a školou (a všemi interakcemi) jako prediktory. Celkově vysvětlovaly tyto prediktory přibližně pouze 2 % rozptylu skóre faktoru 1, $R^2 = 0,018$, adj. $R^2 = 0,013$, $F(15; 3120) = 3,83$, $p < 0,001$, a přibližně 6 % rozptylu skóre faktoru 2, $R^2 = 0,062$, adj. $R^2 = 0,057$, $F(15; 3120) = 13,68$, $p < 0,001$.

Obrázek 2 ukazuje závislost faktorových skóre na škole, pohlaví a věku graficky. Jak můžeme vidět, u učitelů na prvním stupni základní školy se průměrné (predikované) hodnoty obou faktorů příliš neodchylovaly od nuly (střední hodnoty celkového souboru) a pohlaví i věk měly jen zanedbatelný efekt. Na druhém stupni základní školy měli muži mírně nadprůměrné skóry faktoru 1, zatímco ženy mírně podprůměrné, ale věk zde měl na skóry faktoru 1 jen zanedbatelný efekt; také na faktoru 2 měli muži mírně nadprůměrné skóry, zatímco u žen byl patrný efekt věku (mladší ženy měly mírně podprůměrné skóry, starší ženy mírně nadprůměrné skóry na faktoru 2). Pokud jde o střední školy, zdá se, že zejména u mužů zde měl efekt věk: mladší muži vykazovali mírně podprůměrné skóry na faktoru 1 a výrazně podprůměrné skóry na faktoru 2; u žen byl efekt věku slabší (mladší ženy vykazovaly průměrné skóry na obou faktorech, zatímco starší ženy mírně nadprůměrné). Konečně speciálně v případě gymnázií vykazovaly ženy mírně podprůměrné skóry na faktoru 1 a mírně nadprůměrné skóry na faktoru 2 bez ohledu na věk; u mužů měl na rozdíl od žen opět efekt věk: mladší muži vykazovali mírně podprůměrné, zatímco starší muži mírně nadprůměrné skóry obou faktorů.



Obrázek 2

Závislost faktorových skóre na škole, pohlaví a věku

Pozn.: Faktor F1 reprezentuje spokojenost s učitelstvím jako profesí, faktor F2 spokojenost s pracovištěm. ZŠ = základní škola. Vystínované oblasti vyznačují 95 % intervaly spolehlivosti regresních přímek.

8 Diskuze

Důležitost informací o pracovní spokojenosti učitelů, chápanou ve shodě s řadou autorů jako prožitkový jev založený na subjektivním hodnocení pracovní situace, je zřejmá z řady důvodů, o nichž jsme se zde zmiňovali, spíše rámcově.

K měření pracovní spokojenosti učitelů lze použít z množství existujících metod ty, které jsou určeny primárně pro učitele, i ty, které nejsou profesně specifické a měří pracovní spokojenost u různých profesí.

Příkladem metod profesně specifických může být Teaching Satisfaction Scale (TSS; Ho & Au, 2006) nebo Teacher Job Satisfaction Scale (TJSS; Pepe et al. 2017). TSS je krátká, pětipoložková škála, která se zaměřuje pouze na spokojenost se samotnou profesí učitele (v jaké míře je učitel spokojen s tím, že je učitelem). TJSS je také poměrně krátká škála, ale zaměřuje se na spokojenost s ostatními lidmi, s nimiž učitel v rámci své profese přichází v kontakt, konkrétně na spokojenost se spolupracovníky, spokojenost s žáky a spokojenost s rodiči žáků. Na rozdíl od TSS a TJSS má naše škála širší zaměření, protože měří jak spokojenost s učitelstvím samotným, tak spokojenost s podmínkami výkonu této profese.

Mezi obecné dotazníky pracovní spokojenosti patří např. Job Descriptive Index (JDI; Smith et al., 1969), Job In General (JIG; Ironson et al., 1989) nebo Minnesota Satisfaction Questionnaire (MSQ; Weiss et al., 1967a). JDI měří několik dimenzí pracovní spokojenosti, např. spokojenost s prací samotnou, s platem, s možnostmi kariérního postupu a vývoje, s nadřizovanými a se spolupracovníky. Oproti našemu inventáři je delší, obsahuje celkem 72 položek; každá položka představuje jedno adjektivum a respondent má rozhodnout, zda dané adjektivum (např. „podněcující“) vystihuje např. jeho spolupracovníky. JIG je zkrácenou verzí JDI. Zahrnuje celkem 18 položek a je zaměřen na měření obecné pracovní spokojenosti, nikoli na jednotlivé fazety pracovní spokojenosti.

MSQ je komplexní multidimenzionální dotazník pro měření pracovní spokojenosti u pracovníků různých profesí, tedy nejen učitelů. Obsahuje celkem 100 položek rozdělených do 20 subškál (včetně např. spokojenosti s platem a odměnami, s možností uplatnit své schopnosti, s kariérním postupem nebo se spolupracovníky). Existuje také zkrácená verze MSQ (Weiss et al., 1967b) zahrnující pouze 20 položek. Vyplnění této zkrácené verze je pochopitelně pro respondenty méně náročné, ale nezachycuje pracovní spokojenost v takové komplexitě jako původní delší verze. Náš dotazník má blíže k této zkrácené verzi, neboť také zahrnuje menší množství položek, ale více se zaměřuje na specifické aspekty spokojenosti s prací u učitelů, např. spokojenost s žáky a rodiči žáků; MSQ takto specifické položky neobsahuje.

V současnosti bohužel neexistuje oficiální česká adaptace těchto metod. Jedinou oficiální metodou používanou v Česku, která zahrnuje měření pracovní spokojenosti (není ale zaměřena přímo na učitele) prostřednictvím jedné ze subškál, je Dotazník životní spokojenosti (DŽS; Fahrenberg et al., 2001). Jedná se o dotazník měřící deset oblastí životní spokojenosti včetně spokojenosti s prací a zaměstnáním a spokojeností s finanční situací, přičemž každá ze subškál DŽS obsahuje sedm položek. Na rozdíl od našeho dotazníku se jedná o metodu dostupnou pouze komerčně, která je určena obecné populaci a neměří jen spokojenost pracovní, ale např. i spokojenost se zdravím, s trávením volného času či s vlastní osobou a také obecnou životní spokojenost.

Uvedené výsledky tedy svědčí pro použitelnost naší metody ke zjišťování pracovní spokojenosti učitelů v praxi. Znalost stavu v této oblasti může znamenat důležitou základnu pro snahu vedení školy při hledání cest ke zvyšování pracovní spokojenosti, případně k předcházení nárůstu nespokojenosti učitelů na dané škole. Kromě toho je mohou naše výsledky (aniž bychom je chtěli přeceňovat) přispět i k dalšímu prohloubení úvah o možném ovlivňování pracovní spokojenosti v individuálních případech.

Na základě zmínovaných výsledků se zdá, že u učitelů je vhodné počítat s určitými souvislostmi pracovní spokojenosti u obou jejích faktorů, které jsme sledovali (spokojenost s profesí učitele jako takovou a spokojenost s podmínkami na škole, kde je učitel zaměstnán). V tomto smyslu jsme zaznamenali efekt stupně školy (podle věku žáků), pohlaví (podle toho, jak se sami respondenti na základě vlastního svobodného rozhodnutí zařadili) a věku učitelů na pracovní spokojenost. K podobným závěrům dospěli i někteří zahraniční autoři (Toropova et al., 2021; Travers & Cooper, 1996), ovšem je třeba vzít v potaz, že výsledky různých výzkumů nevyznívají vždy zcela konzistentně. Navíc pozorované efekty jsou ve většině případů poměrně malé. Tak tomu bylo i u našeho výzkumu, kde se u učitelů na prvním stupni základní školy efekt věku ani pohlaví významněji neprojevil. Na druhém stupni byli muži poněkud spokojenější s učitelskou profesí než ženy (spokojenost mužů byla mírně nadprůměrná, zatímco u žen mírně podprůměrná). Věk přitom měl jen zanedbatelný efekt. Také ve spokojenosti s pracovištěm měli muži mírně nadprůměrné hodnoty. U žen zde byl patrný efekt věku (mladší ženy měly mírně podprůměrné skóry, starší ženy mírně nadprůměrné).

V případě učitelů na středních školách se zdá, že zejména u mužů měl určitý efekt věk: mladší muži vykazovali poněkud nižší spokojenost (mírně podprůměrné skóry) s učitelskou profesí i s pracovištěm (výrazněji podprůměrné skóry). Tento efekt však pravděpodobně mohl být důsledkem zejména toho, že mezi respondenty se vyskytla menší skupina mladších mužů s velmi nízkou spokojeností a také menší skupina starších mužů, u nichž byla patrná vysoká spokojenost. U žen byl efekt věku slabší (mladší ženy vykazovaly průměrné skóry v obou faktorech, zatímco starší ženy mírně nadprůměrné).

Konečně pokud jde o gymnázia, tak zde vykazovaly učitelky poněkud nižší (mírně podprůměrné skóry) spokojenost s učitelstvím a lehce zvýšenou (mírně nadprůměrné skóry) spokojenost s pracovištěm bez ohledu na věk. U mužů se na rozdíl od žen vliv věku na pracovní spokojenost i spokojenost s pracovištěm do jisté míry projevil (mladší muži vykazovali mírně podprůměrné, zatímco starší muži mírně nadprůměrné skóry obou faktorů).

Zvážíme-li tedy na závěr, co je možné s ohledem na naše zjištění dělat pro zlepšení pracovní spokojenosti učitelů, můžeme se inspirovat řadou námětů různých autorů (Paulík, 1999; Průcha, 2002). V návaznosti na naše výsledky se jeví jako přijatelná možnost opřít se např. o přehled postupů navržených autory Grawitzch et al. (2006) na základě analýzy čerpající z mnoha odborných zdrojů. Důležité je sledovat průběžně a systematicky vývoj individuální pracovní spokojenosti učitelů na škole a zaměřit se na konkrétní příčiny zvýšené nespokojenosti. Jednání s učiteli je vhodné vést diskrétně a respektovat důvěrnost jejich sdělení. Dále je vhodné neopomíjet otázky adekvátního vybavení (prostory, pomůcky), otázky jasného vymezení rolí či náročnosti pracovních úkolů a jejich distribuce (možný pocit nespravedlnosti rozdělení úkolů). Důležité je rovněž vytvářet podmínky pro osobní rozvoj učitelů (poskytovat potřebné relevantní informace, možnosti dalšího vzdělávání) a pro jejich zapojení do rozhodování o podstatných záležitostech školy, oceňovat vynaložené pracovní úsilí a dosažené výsledky, podporovat rovnováhu mezi pracovními úkoly a mimopracovním životem (*work-life balance*) a také pozitivní mezilidské vztahy (hledat např. konstruktivní řešení případných interpersonálních problémů atd.).

9 Přednosti a limity našeho dotazníku

Náš dotazník má několik předností. Je volně dostupný a relativně časově nenáročný (jeho vyplnění by mělo zabrat okolo dvou minut), neboť zahrnuje dohromady pouze jedenáct položek. Obsahuje položky specificky zaměřené na profesi učitele a učitelství, a má tudíž vyšší zjevnou validitu pro populaci učitelů. Navíc poskytuje možnost snadného, automatického převedení hrubých skór na skóry vážené prostřednictvím online aplikace, přičemž vychází z norem rozsáhlého souboru učitelů základních a středních škol (přes 3 000 osob) a produkuje i korigované hodnoty vážených skórů vzhledem k typu školy, věku a pohlaví. V neposlední řadě umožňuje kromě odhadu celkové pracovní spokojenosti učitelů také odhad dvou faktorů pracovní spokojenosti, a to spokojenosti s učitelstvím a spokojenosti s pracovištěm, které odpovídají teorii pracovní spokojenosti předpokládající, že pracovní spokojenost sestává z dvou obecných dimenzí, a to tzv. vnitřní (*intrinsic*) a vnější (*extrinsic*) pracovní spokojenosti (viz např. Bektaş, 2017).

Jedním z limitů dotazníku je poněkud nižší reliabilita (odhad reliability faktorových skóre činí 0,79 pro první faktor a 0,76 pro druhý faktor). To lze vysvětlit větší obsahovou rozmanitostí položek, neboť každá z nich se táže na poněkud jiný aspekt pracovní spokojenosti. Ačkoli by bylo možné dosáhnout vyšší reliability užším zaměřením dotazníku (např. pouze na spokojenost s žáky nebo spokojenost s platem), domníváme se, že by tím utrpěla obsahová validita dotazníku. Navíc pokud by byly položky obsahově příliš podobné, mohlo by to vést k pocitu monotonie na straně respondentů a sklonu „ulehčit“ si vyplnění dotazníku shodnou odpovědí na všechny otázky nebo většinu z nich. Vyšší reliability by také bylo možné dosáhnout vyšším počtem položek, ale to by vedlo k větší časové náročnosti na vyplnění. Za další limit dotazníku lze považovat to, že je méně komplexní než např. MSQ, který měří až dvacet dimenzí (fazet) pracovní spokojenosti. Opět je však nutné myslet na to, že našim cílem bylo vytvořit krátkou škálu měřící pracovní spokojenost učitelů, nikoli multifazetový dotazník, který by sice měřil pracovní spokojenost ve větší šíři, ale zároveň by byl dlouhý a časově i interpretačně náročný.

Literatura

- Auerswald, M., & Moshagen, M. (2019). How to determine the number of factors to retain in exploratory factor analysis: A comparison of extraction methods under realistic conditions. *Psychological Methods, 24*(4), 468–491.
<https://doi.org/10.1037/met0000200>
- Baudiš, J. (2016). *Pracovní spokojenost učitelů středních a vyšších policejních škol Ministerstva vnitra České republiky* [dizertační práce]. Univerzita Karlova, Filozofická fakulta.
<https://dspace.cuni.cz/handle/20.500.11956/83790>
- Bektaş, Ç. (2017). Explanation of intrinsic and extrinsic job satisfaction via Mirror Model. *Business & Management Studies: An International Journal, 5*(3), 627–639.
<https://doi.org/10.15295/bmij.v5i3.118>
- Bowling, N. A., Eschleman, K. J., & Wang, Q. (2011). A meta-analytic examination of the relationship between job satisfaction and subjective well-being. *Journal of Occupational and Organizational Psychology, 83*(4), 915–934.
<https://doi.org/10.1348/096317909X478557>
- Čapek, R. (2010). *Třídní klima a školní klima*. Grada.
- Diener, E., & Biswas-Diener, R. (2008). *Happiness: Unlocking the mysteries of psychological wealth*. Blackwell Publishing.
- DiStefano, C., Zhu, M., & Mindrilă, D. (2009). Understanding and using factor scores: Considerations for the applied researcher. *Practical Assessment, Research & Evaluation, 14*(20), 1–11.
<https://scholarworks.umass.edu/pare/vol14/iss1/20>, <https://doi.org/10.7275/da8t-4g52>

- Fahrenberg, J., Myrtek, M., Schumacher, J., & Brähler, E. (2001). *Dotazník životní spokojenosti* (K. Rodná, & T. Rodný, Trans.). Testcentrum.
- Grawitch, M. J., Gottschalk, M., & Munz, D. C. (2006). The path to a healthy workplace: A critical review linking healthy workplace practices, employee well-being, and organizational improvements. *Consulting Psychology Journal: Practice and Research*, 58(3), 129–147. <https://doi.org/10.1037/1065-9293.58.3.129>
- Grice, J. W. (2001). Computing and evaluating factor scores. *Psychological Methods*, 6(4), 430–450. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.6.4.430>
- Ho, C.-L., & Au, W.-T. (2006). Teaching satisfaction scale: Measuring job satisfaction of teachers. *Educational and Psychological Measurement*, 66(1), 172–185. <https://doi.org/10.1177/0013164405278573>
- Ironson, G. H., Smith, P. C., Brannick, M. T., Gibson, W. M., & Paul, K. B. (1989). Construction of a job in general scale: A comparison of global, composite, and specific measures. *Journal of Applied Psychology*, 74(2), 193–200. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.74.2.193>
- Judge, T. A., Thoresen, C. J., Bono, J. E., & Patton, G. K. (2001). The job satisfaction–job performance relationship: A qualitative and quantitative review. *Psychological Bulletin*, 127(3), 376–407. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.127.3.376>
- Kezba, V. (2009). *Psychosociální determinanty zdraví*. Academia.
- Kenny, D. A. (June 5, 2020). *Measuring model fit*. <http://www.davidakenny.net/cm/fit.htm#RMSEA>
- Kollárik, T., Letovancová, E., & Výrost, J. (2011). *Psychológia práce a organizácie*. Univerzita Komenského v Bratislave.
- Kostecká, Y., & Valášková Vincejová, E. (2023). Odchody učitelů z profese: přehledová studie. *Orbis Scholae*, 17(1), 1–33. <https://doi.org/10.14712/23363177.2023.5>
- Koťa, J. (2011). Učitelství – kontinuita v proměnách a proměny v kontinuitě. In B. Lazarová (Ed.), *Pozdní sběr. O práci zkušených učitelů* (s. 29–44). Paido.
- Li, C.-H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936–949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- OECD (2020). *TALIS 2018 Results (Volume II): Teachers and School Leaders as Valued Professionals*. TALIS, OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/19cf08df-en>
- Paulík, K. (1995). *Pracovní zátěž vysokoškolských učitelů*. Ostravská univerzita.
- Paulík, K. (1999). *Psychologické aspekty pracovní spokojenosti učitelů*. Ostravská univerzita.
- Paulík, K. (2007). Učitelství – stres a potřeba změny. In I. Sarmány-Schuller (Ed.), *Metanoia-Harmónia člověka: 25. Psychologické dni: Zborník príspevkov* (s. 249–253). Stimul.
- Paulík, K. (2012). Job satisfaction and stress among teachers. *The New Educational Review*, 30(4), 138–149.

- Paulík, K. (2017). Některé psychologické souvislosti hodnocení smyslu vlastní práce učitelů. *Studia paedagogica*, 22(3), 9–24.
<https://doi.org/10.5817/SP2017-3-2>
- Pepe, A., Addimando, L., & Veronese, G. (2017). Measuring teacher job satisfaction: Assessing invariance in the teacher job satisfaction scale (TJSS) across six countries. *Europe's Journal of Psychology*, 13(3), 396–416.
<https://doi.org/10.5964/ejop.v13i3.1389>
- Pierce, C. M. B., & Molloy, G. N. (1990). Psychological and biographical differences between secondary schools teachers experiencing high and low levels of burnout. *British Journal of Educational Psychology*, 60(1), 37–51.
<https://doi.org/10.1111/j.2044-8279.1990.tb00920.x>
- Průcha, J. (2002). *Učitel: Současné poznatky o profesi*. Portál.
- R Core Team. (2017). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
<https://www.R-project.org>
- Revelle, W. (2017). *psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research*. Northwestern University.
<https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Riggio, R. E. (2018). *Introduction to industrial/organizational psychology* (7th ed). Routledge.
- Rosseeel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36.
<https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Rozkovicová, A., & Urbánek, P. (2017). Fluktuace učitelů: vybrané zahraniční teorie a výzkumné přístupy. *Studia paedagogica*, 22(3), 25–40.
<https://doi.org/10.5817/SP2017-3-3>
- Řehulka, E. (2016). *Zdraví – učitelé – škola*. Masarykova univerzita.
- Slezáčková, A., & Škrabská, S. (2013). Vztah silných stránek charakteru s životní a pracovní spokojeností učitelů a studentů pedagogiky. *Klinická psychologie a osobnost*, 2(1), 27–44.
- Smetáčková, I., Viktorová, I., Pavlas Martanová, V., Pachová A., Francová V., & Štech, S. (2019). Teachers between job satisfaction and burnout syndrome: What makes difference in Czech elementary schools. *Frontiers in Psychology*, 10, Article 2287.
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.02287>
- Smith, P. C., Kendall, L., & Hulin, C. L. (1969). *The measurement of satisfaction in work and retirement: A strategy for the study of attitudes*. Rand McNally.
- Štětsovská, I., & Skalníková, M. (2004). Sociální opora v kontextu proměn role učitele. In A. Vališová, M. Rymes, & K. Riegel (Eds.), *Rozvoj české společnosti v Evropské unii IV* (s. 105–119). Matfyzpress.
- Toropova, A., Myrberg, E., & Johansson, S. (2021) Teacher job satisfaction: The importance of school working conditions and teacher characteristics. *Educational Review*, 73(1), 71–97.
<https://doi.org/10.1080/00131911.2019.1705247>
- Travers, C. J., Cooper, C. L. (1996). *Teachers under pressure: Stress in teaching profession* (1st Ed.). Routledge.

- van Lissa, C. J. (2022). *tidySEM: Tidy structural equation modeling*.
<https://CRAN.R-project.org/package=tidySEM>
- Weiss, D. J., Dawis, R. V., England, G. W. & Lofquist, L. H. (1967a). Manual for the Minnesota Satisfaction Questionnaire. *Minnesota Studies in Vocational Rehabilitation*, 22, 120.
https://vpr.psych.umn.edu/sites/vpr.umn.edu/files/files/monograph_xxii_-_manual_for_the_mn_satisfaction_questionnaire.pdf
- Weiss, D. J., Dawis, R. V., England, G. W., & Lofquist, L. H. (1967b). Minnesota Satisfaction Questionnaire—Short form. *APA Psyc Tests*.
<https://doi.org/10.1037/t08880-000>
- Wickham, H. (2009). *ggplot2: Elegant graphics for data analysis*. Springer.
<https://doi.org/10.1007/978-0-387-98141-3>
- Wickham, H., & Bryan, J. (2019). *readxl: Read excel files*.
<https://CRAN.R-project.org/package=readxl>
- Wickham, H., François, R., Henry, L., Müller, K., & Vaughan, D. (2022). *dplyr: A grammar of data manipulation*.
<https://CRAN.R-project.org/package=dplyr>
- Xia, Y., & Yang, Y. (2019). RMSEA, CFI, and TLI in structural equation modeling with ordered categorical data: The story they tell depends on the estimation methods. *Behavior Research Methods*, 51(1), 409–428.
<https://doi.org/10.3758/s13428-018-1055-2>

Příloha 1

V následujících položkách, prosím, vyznačte kroužkem u jednotlivých položek možnost nejlépe vystihující Vaši vlastní situaci.

1. Se svým zaměstnáním jako učitel(ka) jsem:

1 velmi nespokojen(a)	2 spíš nespokojen(a)	3 ani spokojen(a), ani nespokojen(a)	4 spíš spokojen(a)	5 velmi spokojen(a)
-----------------------	----------------------	--------------------------------------	--------------------	---------------------

2. Kdybych si mohl(a) znovu vybrat životní povolání, volil(a) bych opět učitelství:

1 velmi nepravděpodobně	2 málo pravděpodobně	3 přibližně 50 : 50	4 dost pravděpodobně	5 velmi pravděpodobně
-------------------------	----------------------	---------------------	----------------------	-----------------------

3. Při zcela volném výběru bych si za své působiště vybral(a) stávající školu:

1 velmi nepravděpodobně	2 málo pravděpodobně	3 přibližně 50 : 50	4 dost pravděpodobně	5 velmi pravděpodobně
-------------------------	----------------------	---------------------	----------------------	-----------------------

4. V rámci svého celého života považuji učitelství za:

1 naprosto nedůležité	2 spíš nedůležité	3 středně důležité	4 dost důležité	5 velmi důležité
-----------------------	-------------------	--------------------	-----------------	------------------

Na škole, kde právě působím, jsem

5. se žáky	1 velmi nespokojen(a)	2 spíš nespokojen(a)	3 ani spokojen(a), ani nespokojen(a)	4 spíš spokojen(a)	5 velmi spokojen(a)
6. s kolegy	1 velmi nespokojen(a)	2 spíš nespokojen(a)	3 ani spokojen(a), ani nespokojen(a)	4 spíš spokojen(a)	5 velmi spokojen(a)
7. s nadřízenými	1 velmi nespokojen(a)	2 spíš nespokojen(a)	3 ani spokojen(a), ani nespokojen(a)	4 spíš spokojen(a)	5 velmi spokojen(a)
8. s rodiči žáků	1 velmi nespokojen(a)	2 spíš nespokojen(a)	3 ani spokojen(a), ani nespokojen(a)	4 spíš spokojen(a)	5 velmi spokojen(a)
9. s materiálním vybavením	1 velmi nespokojen(a)	2 spíš nespokojen(a)	3 ani spokojen(a), ani nespokojen(a)	4 spíš spokojen(a)	5 velmi spokojen(a)
10. s prostředím	1 velmi nespokojen(a)	2 spíš nespokojen(a)	3 ani spokojen(a), ani nespokojen(a)	4 spíš spokojen(a)	5 velmi spokojen(a)
11. s platem	1 velmi nespokojen(a)	2 spíš nespokojen(a)	3 ani spokojen(a), ani nespokojen(a)	4 spíš spokojen(a)	5 velmi spokojen(a)

Příloha 2

Aplikace pro odhad faktorových skóre

Protože odhad faktorových skóre na základě finálního modelu prezentovaného na obrázku 1 by byl pro běžného uživatele velmi obtížný, vytvořili jsme vlastní aplikaci, která tento proces usnadňuje. Tato aplikace je dostupná online prostřednictvím následujícího odkazu <https://fssmuni.shinyapps.io/HSU_R1/>.

Prostředí aplikace (viz obrázek 3) je velmi jednoduché a uživateli stačí učinit čtyři kroky: (1) stáhnout si tabulku v Excelu; (2) doplnit do ní potřebné údaje o respondentech (pohlaví, věk, typ školy a odpovědi na položky dotazníku HSU 1R); (3) nahrát vyplněnou tabulku do aplikace; a (4) stáhnout si novou tabulku s doplněnými odhady. Pokud vše proběhne správně, v nové tabulce uživatel nalezne kromě původních sloupců také nové sloupce se standardními skóre, které jsou vypočteny na základě srovnání s našimi daty chápanými jako normativní soubor.



Obrázek 3

Prostředí aplikace pro odhad faktorových skóre

Sloupce označené $zscore_F1$, $zscore_F2$ a $zscore_F3$ obsahují z-skóre, které mají z definice průměr = 0 a směrodatnou odchylku = 1, takže je možné chápat jako měřítko toho, o kolik směrodatných odchylek od průměru normativního vzorku se daný skóre odchyluje, např. z-skóre = +1 by znamenal skóre o jednu směrodatnou odchylku nad průměrem normativního souboru, z-skóre = -1 by znamenal skóre o jednu směrodatnou odchylku pod průměrem normativního souboru.

Sloupce označené *perc_F1*, *perc_F2* a *perc_F3* uvádějí percentily. Ty vyjadřují podíl učitelů z normativního vzorku, kteří dosáhli stejného nebo nižšího skóru jako daný učitel, a mohou se tedy pohybovat pouze v rozmezí 0 až 1. Percentil = 0,90 by např. znamenal, že asi 90 % učitelů z normativního vzorku dosáhlo stejného nebo nižšího skóru a jen 10 % skóru vyššího.

Faktor F1 reprezentuje spokojenost s učitelstvím jako profesí, faktor F2 spokojenost s pracovištěm a faktor F3 celkovou pracovní spokojenost (průměrem obou předchozích faktorů).