

PSYCHOMETRICKÉ OVĚŘENÍ ČESKÉ VERZE ŠKÁLY VNÍMANÉHO STRESU

Dana Buršíková Brabcová, Jiří Kohout

Abstrakt

Problematicke stresu je věnována značná pozornost. Proto je třeba mít k dispozici jednoduchý a přitom spolehlivý nástroj umožňující stanovit aktuální hladinu stresu. Cílem tohoto příspěvku je představit prvotní psychometrické ověření české verze Škály vnímaného stresu vyvinuté původně Cohenem v roce 1983, která je v tomto směru jednou z nejčastěji užívaných metod. Ověření dotazníku obsahujícího 10 položek bylo realizováno na vzorku zahrnujícím 358 respondentů z řad studentů vysokých škol. Statistické zpracování zahrnovalo mimo jiné i stanovení vnitřní konzistence dotazníku a konfirmační faktorovou analýzu. Česká verze dotazníku vykazovala vysokou míru vnitřní konzistence, když Cronbachovo alfa bylo 0,871. Konfirmační faktorová analýza potvrdila v literatuře preferovanou dvoufaktorovou strukturu dotazníku a ukázala, že uvedený model dosahuje vyhovujících výsledků v absolutních i relativních indexech shody modelu s daty stejně jako v indexech vystihujících úspornost modelu. Česká verze Škály vnímaného stresu je tak reliabilním a validním nástrojem umožňujícím měření aktuální hladiny vnímaného stresu.

Klíčová slova: stres, Škála vnímaného stresu, psychometrie, reliabilita, validita

PSYCHOMETRIC VALIDATION OF THE CZECH VERSION OF THE PERCEIVED STRESS SCALE

Abstract

Recently, a great attention has been devoted to stress. Thus, it is worth to have a simple and reliable tool measuring the current level of perceived stress. The aim of this paper is to present a validation of the Czech version of the Perceived Stress Scale which was developed by Cohen in 1983 and is a widely used instrument in this field. Verification of the questionnaire containing 10 items was carried out on a group of 358 university students. The statistical analysis included besides other things determination of the internal consistency and confirmatory factor analysis. The Czech version exhibited a high level of internal consistency with Cronbach's alpha of 0.871. Confirmatory factor analysis revealed a two-factor structure preferred also in the literature and showed adequate values of both absolute and relative fit indices as well as indices of parsimony. The Czech version of the Perceived Stress Scale is valid and reliable instrument enabling measurement of perceived stress.

Keywords: stress, Perceived Stress Scale, psychometrics, reliability, validity

Došlo: 2. 8. 2016

Schváleno: 19. 1. 2018

Úvod

Až do 20. let 20. století se pojem stres odvozený od latinského *stringere* (utáhnout, zavřít) přes staroanglické *destresse* (Keil, 2004) užíval hlavně ve fyzice k vyjádření napětí v materiálu při jeho deformaci. Systematičtěji se teorie stresu začala rodit až v polovině 30. let 20. století zásluhou Hanse Selyeho, který se stal na dalších několik desítek let jedním z hlavních průkopníků tohoto konceptu (Viner, 1999). Postupně se koncept stresu stal klíčovým v oblasti psychologie, biologie i v dalších souvisejících disciplínách. V odborné literatuře lze najít řadu teorií snažících se tento koncept vystihnout. Lyonová (2012) navrhuje taxonomii rozlišující následující tři typy přístupů – **stres jako reakce, stres jako stimul a stres jako transakce**.

První kategorie byla poprvé koncepčně formulována v publikaci Hanse Selyeho *The Stress of Life* (Selye, 1956). Selye chápal stres jako nespecifickou odpověď organismu na vnější podnět a zaměřoval se na obecný adaptační syndrom. Později formuloval (Selye, 1976) pojmy eustres a distres ve snaze rozlišit adaptivní dopady reakce na stres od dopadů maladaptivních. Ve druhém případě vychází z psychologických výzkumů Holmese a Raheho (1967), kteří zkoumali a kvantifikovali prostřednictvím škály dopady různých událostí v životě na jedince. Stres jako transakce je přístup prezentovaný Lazarusem (1966) a založený na myšlence, že stres jako koncept sice má heuristickou hodnotu, ale není možné jej měřit jako jeden faktor odpovídající dané události. Jde spíše o transakci mezi jedincem a jeho okolím. Klíčovým mediátorem v tomto vztahu jedince a prostředí je zhodnocení a posouzení dané situace. To je v pohledu Lazaruse a Folkmanové (1984) dále děleno na primární zhodnocení, sekundární zhodnocení a následné přehodnocení. V primárním posouzení se rozhodne o tom, zda lze danou situaci pokládat za hrozbu či nikoliv. Následné sekundární posouzení ukáže, zda je jedinec schopen se s danou hrozbou vyrovnat. Pokud ano, vzniklý stres má pozitivní dopady, v opačném případě jsou dopady negativní. Přehodnocení poté odpovídá neustálé kritické reflexi předchozích posouzení ve světle toho, jak se situace vyvíjí. Problematickým místem modelu je skutečnost, že všechny typy posouzení mohou probíhat simultánně, což značně komplikuje případné měření.

Metody měření stresu a škála PSS-10

Technik používaných ke kvantifikaci míry stresu je celá řada. V prvním přiblížení můžeme rozlišit metody založené na fyziologických projevech stresu (to odpovídá více biologickému pojetí) a na dotazníkových šetřeních (více psychologický přístup). Obě cesty se však pochopitelně mohou kombinovat a vhodně doplňovat. Ohledně dotazníkových metod lze využít taxonomii navrženou Cohenem et al. (1983) a upřesněnou Amirkhanem (2012) rozlišující tři základní kategorie:

- Objektivní přístupy založené na hodnocení a kvantifikaci dopadů životních událostí – tyto metody vycházejí ve větší či menší míře z výše popsané teorie stresu jako stimulu a jsou typicky založeny na zdokonalení originální Holmes-Raheho škály (1967).
- Subjektivní přístupy založené na stanovení vnímaného stresu – zde je typicky patrný vliv Lazarusovy transakční teorie.
- Hybridní modely kombinující vhodným způsobem oba výše popsané přístupy.

Zde se zaměřujeme na subjektivní metody založené na Lazarusově transakční teorii stresu. Prvním a dosud nejrozšířenějším nástrojem tohoto typu je Škála vnímaného stresu (dále jen PSS, z anglického *Perceived stress scale*) navržená Cohenem (1983). PSS je určena pro stanovení nespecifického vnímaného stresu v etiologii nemocí a behaviorálních poruch.

V původní verzi dotazník obsahoval 14 položek, však Cohen a Williamson (1988) prezentovali upravenou verzi PSS-10 obsahující pouze 10 položek, která měla na základě ověření na velmi rozsáhlém vzorku čítajícím 2387 respondentů reprezentujících celou populaci USA ještě lepší psychometrické vlastnosti než originální verze. U každé položky odpovídá respondent na pětibodové stupnici (0-4 body) na to, jak často se u něj v uplynulém měsíci objevily dané příznaky, přičemž šest položek je formulováno negativně (tj. častější výskyt odpovídá vyššímu stresu) a čtyři položky pozitivně (častější výskyt naznačuje nižší stres). Pozitivně formulované položky jsou skórovány inverzně a následně je získán celkový skóre pohybujiící se v rozpětí 0-40 bodů.

Dotazník byl postupně přeložen nejméně do 35 jazyků, jedná se o velmi rozšířený volně dostupný nástroj a jeho autoři výslovně uvádějí, že k jeho využití není při dodržení základních etických zásad vědecké práce nutný jejich explicitní souhlas. Psychometrickým vlastnostem různých jazykových verzí dané škály bylo věnováno nespočet studií, které shrnuje v přehledovém článku Lee (2012). Tyto studie se však lišily jak z hlediska populace, na které bylo ověření provedeno, tak i paletou použitých statistických metod. Lee (2012) uvádí, že nejčastěji byla PSS ověřována na množině studentů VŠ, poměrně často byly zkoumány i skupiny učitelů či zaměstnanců. Pouze v 5 % studií zaměřených na validaci PSS reprezentoval vzorek respondentů vhodným způsobem celou populaci. Pouze cca u 25 % studií byla jako výzkumná metoda užitá konfirmační faktorová analýza, ve většině případů byly závěry postaveny buď pouze na explorační faktorové analýze, nebo faktorová struktura nebyla zkoumána vůbec.

Ve většině případů s užitím faktorové analýzy byla vedle výborné míry vnitřní konzistence a dalších psychometrických vlastností zjištěna dvoufaktorová struktura dotazníku zahrnující faktory označované v literatuře (např. Roberti et al., 2010; Smith et al., 2014) často jako *perceived helplessness* či *general distress* (šest negativně formulovaných položek) a *perceived self-efficacy* popř. *ability-to-cope* (čtyři pozitivně formulované položky). Existují však i studie dávající na základě explorační faktorové analýzy přednost jednofaktorovému řešení. Příkladem je práce Mitchella et al. (2008), jež byla realizována na vzorku 60 jedinců, kteří v nedávné době zažili sebevraždu v rodině. Stejně tak se přiklání i na základě konfirmační faktorové analýzy k řešení založenému na jednom dominantním faktoru autoři Wu a Amtmann (2013), kteří validovali Škálu na vzorku pacientů s roztroušenou sklerózou. V literatuře nebyla nalezena ani jedna studie, v níž by autoři pracovali s obecnou populací či populací vybranou pouze na základě věku či profese, a konfirmační faktorová analýza by přesto vedla k preferenci jednofaktorového modelu. Zdá se tedy, že jednofaktorová struktura převažuje pouze u specifických populací, kde se v důsledku vážné nemoci či náročných životních situací stírá rozdíl mezi oběma faktory pravděpodobně v důsledku potlačení faktoru *perceived self-efficacy* zahrnujícího pozitivně formulované položky. V literatuře nebyla nalezena žádná studie, kde by bylo preferováno řešení mající více než dva faktory. Přesvědčivou argumentaci ve prospěch dvoufaktorové struktury uvádí u rozsáhlé validace čínské verze PSS na základě komplexní analýzy indexů shody resp. korelace latentních skóreů Ng (2013). Pomocí konfirmační faktorové analýzy byla dvoufaktorová struktura jednoznačně prokázána rovněž např. ve studiích Robertiho et al. (2006), Öricü a Demira (2009) a Andreoua et al. (2011).

Ke stejnému závěru se přiklání i Smith et al. (2014), kteří však na základě strukturního modelování a příslušného hierarchického modelu zdůrazňují existenci vnímaného stresu jako faktoru druhého řádu stojícího nad oběma primárními faktory. Ke stejnému závěru dospěli i Reise et al. (2010). Většina studií preferujících dvoufaktorové řešení potvrzuje vysokou korelaci latentních skóreů mezi těmito faktory, např. pro perskou verzi byla zjištěna hodnota

0,84 (Maroufizadeh et al., 2014). To vede spolu s faktem, že jeden faktor je sycen pouze negativně formulovanými položkami, zatímco druhý zahrnuje pouze pozitivně formulované položky, k myšlence, že ve skutečnosti je struktura jednofaktorová a jde pouze o efekt formulace položek. K této otázce se však jednoznačně staví výzkumy (Golden-Kreutz et al., 2004, Smith et al., 2014) ukazující, že pouze jedna z pozitivně formulovaných položek má obdobný obsah jako položky negativně formulované. Skórování tak není možné zaměňovat s obsahem a existence druhého faktoru je z obsahového hlediska oprávněná. To nic nemění na skutečnosti, že oba tyto faktory spadají do jednoho souhrnného konstruktů resp. faktoru druhého řádu, jímž je vnímaný stres. Tento závěr ostatně odpovídá i výsledkům autorů dotazníku Cohena a Williamsona (1988), kteří uváděli, že jde o jednodimenzionální konstrukt ovšem se dvěma věcně rozlišitelnými indikátory odpovídajícími výše diskutovaným faktorům.

Z hlediska mezipohlavních rozdílů řada studií ukazuje na vyšší stres u žen ve srovnání s muži (Cohen a Williamson, 1988; Lesage et al., 2012), je však možné najít i práce neprokazující vliv pohlaví (Ramírez a Hernández, 2007). Autorům této studie není znám žádný výzkum potvrzující signifikantně větší míru stresu u mužů. Pokud jde o závislost na věku, je možné najít v literatuře různé trendy od signifikantně vyššího stresu u starších jedinců (Lesage et al., 2012) až po pravý opak (Cohen a Williamson, 1988).

Cíl práce

Problematice stresu je i v České republice věnována značná pozornost a například ve sborníku k 25. výročí psychologie zdraví v ČR (Mareš, 2013) je možné najít odkazy na desítky knižních i časopiseckých publikací na toto téma. Navzdory tomu byla dosud v ČR věnována jen minimální pozornost vývoji a validaci nástrojů umožňujících měření stresu. To platí zvláště pro subjektivní nástroje měřící vnímaný stres, které dosud, navzdory jejich výše uvedeným výhodám, nebyly v našem prostředí užívány prakticky vůbec. Cílem této studie je proto provést prvotní psychometrické ověření výše diskutované 10položkové Škály vnímaného stresu (PSS) vyvinuté Cohenem a Williamsonem (1988), která je ve světě vůbec nejčastěji užívaným nástrojem k měření subjektivní míry stresu (Lee, 2012). Příslušnou výzkumnou otázkou je pak to, zda česká verze má odpovídající vlastnosti a může být využívána v dalším výzkumu i v praxi. Vzhledem k povaze výzkumu zde nebudou formulovány partikulární hypotézy.

Výzkumné nástroje

Jako základní výzkumný nástroj byla použita 10položková verze PSS. Překlad nástroje z anglického do českého jazyka byl proveden v souladu s obecnými pravidly (tj. dva nezávislé překlady realizované překladateli s dostatečnou zkušeností a kvalifikací, následné posouzení panelem a doladění nuancí, a zpětný překlad konečné české verze do anglického jazyka). Srozumitelnost nástroje v české verzi byla ověřena v rámci předvýzkumu, kterého se zúčastnilo pět studentů VŠ z různých oborů. V jeho rámci byl kladen důraz především na srozumitelnost položek, která byla vyhodnocena jako zcela vyhovující. Česká verze PSS je uvedena v příloze.

Ke zjištění validity byla na základě studia literatury (Lee, 2012) ukazující velmi časté zaměření výzkumníků na korelace mezi stresem na straně jedné a úzkostí, resp. depresí, na straně druhé zvolena škála MHQ (Middlesex Hospital Questionnaire). Uvedená škála byla vyvinuta za účelem měření psychoneurotických symptomů a rysů Crownem a Crispem (1966)

a obsahuje 48 položek rozdělených do 6 subškál po 8 položkách (úzkost, fobický strach, obsese, somatická projekce, deprese, disociačně konverzní neurotická porucha dříve označovaná jako hysterie). V zahraniční literatuře je od 70. let používána místo MHQ zkratka CCEI (Crown-Crisp Experiential Index). Česká verze dotazníku byla validována profesorem L. Hanzlíčkem, přičemž příslušné normy pro běžnou, kriminální i neurotickou populaci lze najít např. v práci Marešové et al. (2011, s. 237). Pro bližší informace o dotazníku MHQ odkazujeme na naši dřívější studii (Šestáková et al., 2014) a zdroje v této práci uvedené.

Výzkumný soubor a procedura sběru dat

Výzkum byl realizován v roce 2015 na vzorku studentů prezenční i kombinované formy studia na Západočeské univerzitě v Plzni a Jihočeské univerzitě v Českých Budějovicích. Dotazníky byly administrovány v hodinách psychologie (jak oborové, tak i ve společném základu) vyučovaných D. Brabcovou s tím, že studenti byli nejprve seznámeni s podstatou výzkumu a ujistěni, že jejich účast je dobrovolná, získaná data budou využita pouze ke statistickému zpracování a nebudou nikde prezentována pod jejich jmény. Kolonka pro jméno byla na dotaznících uvedena z důvodu spárování výsledků původního testování a retestu, který probíhal cca po 3 měsících (původní testování na začátku semestru, retest na jeho konci) a studenti byli upozorněni na možnost uvést místo jména pouze snadno zapamatovatelnou přezdívku využitelnou ke spárování. Více než 95 procent z oslovených studentů za těchto okolností souhlasilo s účastí na výzkumu, čímž byl získán v původním testování vzorek 358 respondentů ve věku 19-56 let. Na vyplnění obou dotazníků a několika základních sociodemografických údajů bylo potřeba cca 20 minut. Základní charakteristiky souboru respondentů jsou patrné z tabulky 1. Retestu se zúčastnilo 235 respondentů, zbytek původního vzorku se již na konci semestru nepodařilo zastihnout. Z tabulky 1 je patrné, že základní charakteristiky retestované skupiny se podstatně neliší od vzorku při původním testování.

Tabulka 1 – Základní charakteristiky souboru respondentů

Charakteristika	Původní test (n = 358)	Retest (n = 235)
Pohlaví		
Muž	84 (23,5 %)	55 (23,4 %)
Žena	274 (76,5 %)	180 (76,6 %)
Věk	24,6 ± 7,6 ^a roku (rozpětí 19-56 let)	23,9 ± 7,5 ^a roku (rozpětí 19-53 let)
Rodinný stav		
Svobodní	263 (73,5 %)	173 (73,6 %)
V manželství	37 (10,3 %)	23 (9,8 %)
Rozvedení	10 (2,8 %)	7 (3,0 %)
Neuvedeno	48 (13,4 %)	32 (13,6 %)

^a průměr ± směrodatná odchylka

Analýza dat

Získaná data byla z papírových dotazníků převedena do elektronické podoby, v níž již respondenti vystupovali pouze pod evidenčními čísly. Základní zpracování spojené s určením deskriptivních statistik, ověřením normality dat, zjištěním polychorických korelací mezi položkami a následně Cronbachova alfa udávajícího vnitřní konzistenci bylo provedeno v programu Microsoft Office Excel se statistickým doplňkem XLSTAT. Konfirmační faktorová analýza včetně určení indexů shody dat s modelem byla realizována pomocí programu LISREL 9.2. určeného pro strukturní modelování. Korelace mezi subškálami vytvořenými na základě faktorové analýzy byly zjištěny pomocí Pearsonova korelačního koeficientu.

Výsledky

Deskriptivní statistiky a testování normality

Tabulka 2 – položková analýza a deskriptivní statistiky české verze PSS (n = 358)

Položka	Minimum	Maximum	Průměr	Směrodatná odchylka
1	0,000	4,000	2,089	0,978
2	0,000	4,000	2,017	1,090
3	0,000	4,000	2,522	1,017
4	0,000	4,000	1,422	0,878
5	0,000	4,000	1,662	0,917
6	0,000	4,000	2,056	1,068
7	0,000	4,000	1,668	0,862
8	0,000	4,000	1,729	0,933
9	0,000	4,000	1,841	1,048
10	0,000	4,000	1,676	1,242
Celkový skór	1,000	33,000	18,587	6,686

V první fázi jsme provedli položkovou analýzu pro všech 10 položek dotazníku a stanovili jsme rovněž celkové skóre. Výsledky jsou uvedeny v tabulce 2. Z ní je patrné, že u všech položek bylo zaznamenáno maximální rozpětí na pětibodové škále a průměrné hodnoty se ve většině případů pohybují v blízkosti dvou bodů, jež odpovídají středu stupnice. U celkového skóre pak byl dosažen průměr 18,59 bodu opět blízky středu možného rozpětí, který je zde 20 bodů. Už tyto poznatky naznačují, že data by mohla být rozdělena přibližně podle Gaussovy křivky. Exaktně jsme tento předpoklad potvrdili pro celkový skór pomocí čtyř různých testů normality provedených v doplňku XLSTAT v Excelu. Různé testy jsme realizovali záměrně z toho důvodu, aby v případě shodného závěru bylo možné se vyhnout obsáhlé diskuzi o volbě nejvhodnější testové metody pro tento konkrétní účel. Všechny jednoznačně ukázaly, že na běžně užívané hladině významnosti 0,05 nelze i přes vysoký počet respondentů zamítnout hypotézu o tom, že data pocházejí z normálního rozdělení. Konkrétní p-hodnoty se pohybovaly v rozmezí 0,06-0,51, což ukazuje, že data pocházejí s velmi vysokou pravděpodobností z normálního rozdělení (viz tabulka 3). To umožňuje využít k případnému dalšímu zkoumání pro celkové skóre parametrické testy mající za předpoklad normalitu dat.

Tabulka 3 – Výsledky testování normality dat

Použitý statistický test	Shapiro-Wilkův test	Andersonův-Darlingův test	Lillieforsův test	Jarque-Beraův test
p-hodnota testu	0,479	0,230	0,058	0,506

Reliabilita PSS

Korelace mezi jednotlivými položkami jsou uvedeny v tabulce 4, ze které je patrné, že všechny korelace mezi položkami jsou kladné a statisticky významné, přičemž se pohybují v rozmezí 0,18-0,62. Rovněž korelace mezi jednotlivými položkami a celkovým skórem dosahovaly dostatečně vysokých hodnot, když se ve všech případech pohybovaly nad hranicí 0,5. Z toho je zjevné, že všechny položky zapadají do daného konceptu a není nutné žádnou z nich vypustit či nahradit.

Tabulka 4 – korelační matice pro jednotlivé položky české verze PSS

Položky	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	1	0,446	0,505	0,352	0,375	0,326	0,250	0,368	0,479	0,468
2		1	0,574	0,479	0,431	0,419	0,232	0,428	0,380	0,550
3			1	0,465	0,466	0,423	0,244	0,581	0,375	0,620
4				1	0,469	0,315	0,387	0,481	0,273	0,504
5					1	0,265	0,246	0,501	0,282	0,470
6						1	0,181	0,361	0,227	0,592
7							1	0,372	0,301	0,378
8								1	0,326	0,506
9									1	0,423
10										1

Poznámka. Tučně označené korelace odpovídají statisticky významně nenulovému koeficientu na hladině významnosti 0,05.

Reliabilitu dotazníku jsme vedle analýzy korelační matice posuzovali i z hlediska vnitřní konzistence a stability měření v čase (tzv. test-retest reliabilita). Pro určení vnitřní konzistence jsme stanovili na základě polychorických korelačních koeficientů mezi jednotlivými položkami Cronbachovo alfa. Získali jsme hodnotu $\alpha = 0,871$, což ve vztahu k počtu položek svědčí o výborné celkové vnitřní konzistenci dotazníku. Z hlediska test-retest reliability jsme u celkového skóru, který se v průměru a směrodatné odchylce mezi původním testováním a retestem změnil jen zcela zanedbatelně (u průměru z 18,6 na 18,9 bodu, u směrodatné odchylky z 6,7 na 6,8 bodu, když rozpětí zůstalo prakticky stejné a hodnoty průměrů a směrodatných odchylek u jednotlivých položek se v retestu lišily nejvýše o 7 % od původní testové hodnoty), získali poměrně nízkou hodnotu Pearsonova korelačního koeficientu $r = 0,43$ ($p < 0,001$) Podle kritérií uvedených Cicchettim (1994) tato hodnota ukazuje na uspokojivou stabilitu měření v čase. V porovnání s jinými typy nástrojů jde však o poměrně nízký údaj, například u současně administrovaného dotazníku MHQ jsme dosáhli mnohem vyšší korelace $r = 0,8$. V dalším kroku jsme provedli faktorovou analýzu s cílem prozkoumat blíže strukturu dotazníku.

Faktorová analýza

Ve většině zahraničních studií byla k ověření validity nástroje realizována primárně explorační faktorová analýza. Vzhledem k povaze PSS a skutečnosti, že všechny dosavadní výzkumy se shodují buď na jednofaktorovém či na dvoufaktorovém řešení, však pokládáme za primární zaměřit se na analýzu konfirmační umožňující provést srovnání modelu s daty s tím, že tato metoda zároveň zahrnuje všechny relevantní informace, které je možné získat z analýzy explorační. Vzhledem k údajům z literatury pak mělo smysl uvažovat jednofaktorový model a rovněž model dvoufaktorový rozlišující pozitivně a negativně formulované položky. Konfirmační analýzu jsme provedli metodou maximální věrohodnosti na základě polychorických korelací a při interpretaci jejich výsledků jsme využili tzv. indexy shody, přičemž jsme se řídili doporučením (Hooper et al., 2008) uvádět vedle celkového chí-kvadrátu rovněž jeden absolutní index shody, jeden relativní index shody a jeden index vyjadřující úspěšnost modelu. Z absolutních indexů jsme užívali index RMSEA, z relativních poté často aplikovaný index CFI a úspěšnost modelu jsme hodnotili na základě indexu PGFI. Z hlediska metodologie a omezujících podmínek kladených na testované modely (ke každé položce byl přiřazen pouze jeden faktor, nebyly uvažovány korelace mezi chybovými složkami a naopak byla uvažována korelace mezi faktory) jsme vycházeli z práce Brabcové et al. (2014).

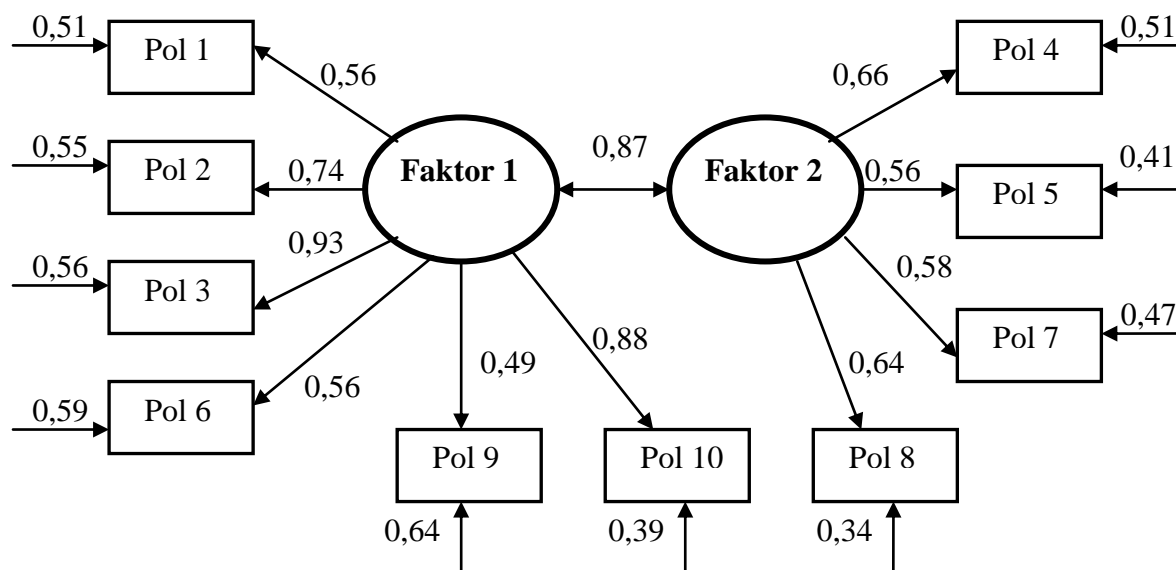
Tabulka 5 – Základní výsledky konfirmační faktorové analýzy české verze PSS a srovnání s literaturou

	Tato studie - 2 faktory	Tato studie - 1 faktor	Roberti et al., 2006 (2 faktory), n = 285 (studenti VŠ)	Örücü a Demir, 2009 (2 faktory), n = 508 (studenti VŠ)	Andreou et al., 2011 (2 faktory), n = 941 (státní zaměstnanci)
Počet stupňů volnosti	34	35	34	34	34
Chí-kvadrát	77,27 (p<0,001)	144,43 (p<0,001)	121,78 (p<0,001)	128,97 (p<0,001)	114,7 (p<0,001)
RMSEA (absolutní index)	0,0596	0,0934	0,095	0,07	0,065
CFI (relativní index)	0,960	0,917	0,931	0,97	0,945
PGFI (index úspěšnosti modelu)	0,593	0,590	N/A	N/A	N/A

Základní výsledky jsou shrnuty v tabulce 5. Vedle dvou modelů z naší studie uvádíme pro srovnání i výsledky získané jinými autory pro stejný dvoufaktorový model. Z výsledků je jasné, že z námi uvedených modelů dosahuje nejlepších výsledků preferovaný dvoufaktorový model a to ve všech kritériích (včetně kritéria úspěšnosti PGFI, kde by měl být v nevýhodě vůči modelu jednofaktorovému). Pro informaci uveďme, že hodnota RMSEA by pro skutečně dobrý model měla být menší než 0,07 (Steiger, 2007) a u CFI je zpravidla kladen požadavek na překročení hladiny 0,95 (Hu a Bentler, 1999). To je v našem případě bez problémů splněno, což svědčí o kvalitě modelu a jeho shodě s daty. Na druhé straně však stejně jako

u ostatních citovaných studií zamítáme hypotézu o tom, že model přesně vystihuje data. To však nastává u takto jednoduchých modelů téměř vždy a k nápravě by bylo nutné provést další úpravy spočívající např. v uvážení korelací chybových složek (Škaloudová, 2010), jejichž interpretace by však byla přinejmenším problematická.

Pro zajímavost ještě uvedme bez hlubšího rozboru upravený grafický výstup z programu LISREL 9.2. pro preferovaný dvoufaktorový model. Za povšimnutí stojí vysoká hodnota korelace latentních skóru (0,87).



Obrázek 1. Upravený výstup z programu LISREL pro dvoufaktorový model

Interpretace faktorů a vlastnosti subškál

Zásadní součástí faktorové analýzy je věcná interpretace jednotlivých faktorů. Na základě teoretického rozboru ve světle poznatků z literatury navrhuje pro preferované 2-faktorové řešení následující interpretaci:

Faktor 1 zahrnující položky 1-3, 6, 9 a 10 formulované negativně odpovídá vnímané bezmoci projevující se ztrátou kontroly a problémy s tím, jak čelit výzvám. Naopak Faktor 2 zahrnující položky 4,5,7 a 8 formulované pozitivně odpovídá tomu, do jaké míry je dotyčný nad věcí a dokáže se postavit výzvám. První faktor tak můžeme označit jako **vnímanou bezmoc**, druhý pak jako **kontrolu nad životem**.

Následně jsme stanovili popisné charakteristiky a vnitřní konzistenci obou subškál vytvořených na základě faktorové analýzy a interpretace zjištěných faktorů. Ke každé škále jsme vypočetli průměr a směrodatnou odchylku. Výsledky jsou uvedeny v tabulce 6.

Tabulka 6 – Deskriptivní statistiky a vnitřní konzistence subškál vytvořených na základě faktorové analýzy (původní testování; výsledky v retestu se lišily jen zcela nepatrně v řádu jednotek procent)

Faktory-subškály	průměr ± směrodatná odchylka	Cronbachovo alfa
F1 – vnímaná bezmoc	12,22 ± 4,60	0,833
F2 – kontrola nad životem	6,50 ± 2,65	0,735

Z hlediska vnitřní konzistence se ukazuje, že obě subškály vykazují Cronbachovo alfa vyšší než 0,7, což potvrzuje, že dotazník je vnitřně konzistentní i v rámci jednotlivých subškál.

Souběžná validita, vliv věku a pohlaví

Pro určení souběžné validity české verze PSS jsme stanovili Pearsonovy korelace této škály s jednotlivými subškálami i celkovým skórem dotazníku MHQ měřícího psychoneurotické symptomy a rysy. Bylo zjištěno, že korelace mezi celkovými skóry obou dotazníků je $r = 0,519$, což je poměrně velká a statisticky významná hodnota ($p < 0,001$). Stres pak statisticky významně koreloval ($p < 0,001$) se všemi subškálami MHQ s výjimkou disociačně konverzní neurotické poruchy (koeficient pouze $r = 0,104$, $p = 0,058$), přičemž největších hodnot korelačního koeficientu bylo dosaženo u úzkosti ($r = 0,51$), deprese ($r = 0,46$) a somatické projekce ($r = 0,44$). U fobie byl poté příslušný koeficient roven hodnotě 0,28, u obsese 0,23. Z hlediska subškál byla zaznamenána korelace mezi vnímanou bezmocí a celkovým skórem MHQ $r = 0,531$, pro kontrolu nad životem jsme získali hodnotu $r = 0,454$ (pro oba výsledky $p < 0,001$). U vnímané bezmoci i kontroly nad životem pak byla zaznamenána statisticky významná korelace se všemi škálami MHQ s výjimkou disociačně konverzní neurotické poruchy. Tyto poznatky potvrzují souběžnou validitu nástroje a jsou v souladu s teoretickými očekáváními o tom, s jakými proměnnými by měl stres korelovat. Z hlediska závislosti celkového skóre na pohlaví a věku příslušné statistické testování (dvouvýběrový t-test u vlivu pohlaví a Pearsonova korelace u věku) nepotvrdilo statisticky významný vliv těchto proměnných (pohlaví: muži – $17,77 \pm 6,73$, ženy: $18,87 \pm 6,59$, $t = 1,30$, $p = 0,194$; věk: hodnota koeficientu byla $r = 0,044$, $p = 0,424$). Stejný závěr platí i pro obě uvažované subškály vytvořené na základě faktorové analýzy (**vnímaná bezmoc**: muži – $11,89 \pm 4,71$, ženy: $12,67 \pm 4,49$, $t = 1,30$, $p = 0,194$; věk: hodnota koeficientu byla 0,02, $p = 0,706$; **kontrola nad životem**: muži – $5,88 \pm 2,67$, ženy – $6,20 \pm 2,63$, $t = 0,96$, $p = 0,336$; věk: hodnota koeficientu byla $r = 0,101$, $p = 0,056$).

Diskuze

Cílem této studie bylo provést prvotní psychometrické ověření české verze PSS. Součástí tohoto ověření je i srovnání s relevantními zahraničními studiemi zaměřujícími se na tento rozšířený nástroj k měření vnímaného stresu. Průměrná hodnota celkového skóre v naší studii (18,59 bodu) je srovnatelná s průměrem 18,2 bodu u studie měřící míru vnímaného stresu u studentů amerických univerzit (Roberti et al., 2006) i s údajem 17,7 bodu zjištěným ve smíšeném vzorku studentů VŠ a pacientů nemocnic v Řecku (Andreou et al., 2011). Velmi

podobná čísla (průměr 18,8 bodu) byla zjištěna i u tureckých vysokoškolských studentů (Örücü a Demir, 2009). Naopak nižší průměrná hodnota 15,3 bodu byla uvedena v roce 2012 u pracovníků různých profesí ve Francii (Lesage et al., 2012) a ještě nižší hodnota 12,9 bodu byla zjištěna v 80. letech v rozsáhlém průzkumu v USA zahrnujícím celkovou populaci (Cohen a Williamson, 1988). Tyto údaje naznačují, že míra vnímaného stresu je u studentů vyšší než u zbytku populace. Samozřejmě zde může hrát velkou roli to, ve kterém časovém okamžiku jsou studenti testováni, ale v naší studii byly poněkud překvapivě výsledky v původním testování na začátku semestru i v retestu na konci prakticky srovnatelné (průměr 18,6 versus 18,9 bodu).

Z hlediska vnitřní konzistence vyjádřené Cronbachovým alfa se česká verze řadí s vysokou hodnotou 0,871 do průměru až mírného nadprůměru v systematickém srovnání, které uvádí Lee (2012). Vnitřní konzistence obecně není u naprosté většiny jazykových verzí problémem na rozdíl od test-retest reliability, kde vzhledem k povaze dotazníku (otázky jsou vždy vztaženy k poslednímu měsíci) výrazně závisí na tom, jaká doba uplyne mezi původním testováním a retestem. Cohen et al. (1983) uvádí, že příslušný korelační koeficient dosahoval hodnoty $r = 0,85$ při retestu po dvou dnech, ale po 6 týdnech klesal na $r = 0,55$. Podobné údaje uvádí i další autoři (Lee, 2012). Z tohoto pohledu se námi zjištěný údaj $r = 0,43$ při retestu po 3 měsících nejeví jako překvapivý. Z pohledu faktorové struktury se preferované dvoufaktorové řešení přesně shoduje se zjištěním většiny studií (např. Roberti et al., 2006; Andreou et al., 2011). Pokud jde o interpretaci faktorů, řada autorů (Roberti et al., 2006; Örücü a Demir, 2009) je pojmenovává *perceived helplessness* a *perceived self-efficacy*, což ve druhém případě vzhledem k obsahu příslušných položek a tomu, jak koncept *self-efficacy* vyvinul Bandura v roce 1977 a jak je obvykle v literatuře chápán (Smetáčková a Vozková, 2016), nepokládáme za příliš vhodné. Jako rozumnější se nám jeví interpretovat uvedený faktor jako kontrolu či nadhled nad životem.

Některé studie (Golden-Kreutz et al., 2004; Reis et al., 2010; Smith et al., 2014) dávají na základě strukturního modelování přednost hierarchickému modelu chápajícímu vnímaný stres jako faktor druhého řádu stojící nad dvěma primárními faktory (vnímaná bezmoc, kontrola nad životem). Vysoká korelace latentních skóre zjištěná v této studii naznačuje, že tento hierarchický model by mohl vykazovat dobrou shodu s daty i v případě naší studie. Ověření tohoto předpokladu a diskuze toho, jak lze na základě indexů shody získaných ze strukturního modelu srovnávat hierarchické a nehierarchické modely je však již nad rámec této studie.

Z hlediska mezipohlavních rozdílů náš výzkum neprokázal na rozdíl od většiny studií uvádějících vyšší vnímaný stres u žen (viz informace v části Metody měření stresu a škála PSS-10) statisticky významný rozdíl. Pokud jde o závislost na věku, která v naší studii nebyla prokázána, je možné najít v literatuře různé trendy popsané již v úvodní části článku. Je třeba upozornit na to, že výrazná většina našeho vzorku byla tvořena studenty ve věku 20-25 let, střední generace je zastoupena pouze minimálně a starší vůbec. Navíc jedinci studující vysokou školu v pokročilejším věku tvoří dosti specifickou populaci a je možné, že jejich výsledky neodpovídají průměrům dané věkové skupiny. Bylo by vhodné provést komplexnější studii zabývající se tímto tématem.

Z pohledu souběžné validity testované na základě korelací výsledků PSS s výsledky jednotlivých subškál dotazníku MHQ byla v souladu s empirickými poznatky z literatury (Remor, 2006; Leung et al., 2010) i s očekáváním na základě teoretických studií (Gunthert et al., 1999) prokázána výrazná souvislost stresu s psychoneurotickými symptomy a rysy, především pak s úzkostí a depresí. Statisticky významné korelace však byly zjištěny i pro ostatní studované psychoneurotické symptomy a rysy s výjimkou disociačně konverzní

neurotické poruchy. Stejný trend byl zaznamenán i v naší nedávné studii zaměřené na jedince s chronickou bolestí krční páteře (Brabcová et al., 2016).

Limity studie

K limitům této studie patří skutečnost, že psychometrické ověření bylo provedeno na vzorku studentů VŠ, který může být z hlediska stresu do jisté míry specifický. Do budoucna by určitě bylo vhodné srovnat výsledky studentů s obecnou populací. Omezená pozornost byla zatím věnována rovněž souběžné a konstruktové validitě nástroje. Bylo by proto užitečné porovnat výsledky vnímaného stresu zjišťovaného popsanou škálou s některým z nástrojů stanovujících stres na základě životních událostí či s fyziologickými projevy chronického stresu měřenými na základě koncentrace kortizolu ve vlasech. Také by bylo vhodné analyzovat vliv osobnostních rysů na úroveň stresu. Z hlediska psychometrických vlastností by bylo rovněž vhodné užít metody strukturního modelování k testování hierarchického modelu zahrnujícího vnímaný stres jako faktor druhého řádu a ověřit invarianci nástroje v závislosti na pohlaví.

Závěr

Navzdory výše uvedeným limitům můžeme říci, že česká verze PSS je reliabilní a validní nástroj využitelný v dalším výzkumu. Jeho výhodou je vedle výborných psychometrických vlastností rovněž jednoduchost, časová nenáročnost a velké množství zahraničních studií, s nimiž lze výsledky porovnávat. Z hlediska doporučení pro praxi je třeba zmínit, že uvedený dotazník nebyl ani v originální verzi zamýšlen jako diagnostický nástroj a nejsou proto k dispozici normy určující, jaká hladina vnímaného stresu je již zdraví ohrožující apod. Umožňuje však získat rychlou představu o hladině vnímaného stresu u daného jedince.

Poděkování

Tento výzkum byl podpořen projektem Grantové agentury České republiky GJ16-02453Y.

Literatura

Amirkhan, J. H. (2012). Stress overload: A new approach to the assessment of stress. *American Journal of Community Psychology*, 49(1-2), 55-71.

Andreou, E., Alexopoulos, E. C., Lionis, C., Varvogli, L., Gnardellis, C., Chrousos, G. P., & Darviri, C. (2011). Perceived stress scale: reliability and validity study in Greece. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 8(8), 3287-3298.

Brabcová, D., Kantnerová, H., Kohout, J. (2016). Souvislost stresu a psychoneurotických symptomů a rysů s bolestmi krční páteře. *Rehabilitace a fyzikální lékařství*, 23(4), 202-208.

Brabcová, D., Kršek, P., Kohout, J., & Zárubová, J. (2014). Adaptace dotazníku kvality života u dětí s epilepsií CHEQOL-25. In E. Maierová et al. (eds.), *PhD existence 2014: Česko-slovenská psychologická konference (nejen) pro doktorandy a o doktorandech* (s. 10-21).

Cohen, S., Kamarck, T., & Mermelstein, R. (1983). A global measure of perceived stress. *Journal of Health and Social Behavior*, 24(4), 385-396.

Cohen, S., & Williamson, G. (1988). Perceived stress in a probability sample of the United

- States. In S. Spacapan & S. Oskamp (Eds.), *The social psychology of health: Claremont Symposium on Applied Social Psychology* (s. 31-67). Newbury Park, CA: Sage.
- Cicchetti, D.V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6(4), 284-290.
- Crown, S., & Crisp, A. H. (1966). A short clinical diagnostic self-rating scale for psychoneurotic patients: The Middlesex Hospital Questionnaire (MHQ). *The British Journal of Psychiatry*, 112, 917-923.
- Golden-Kreutz, D. M., Browne, M. W., Frierson, G. M., & Andersen, B. L. (2004). Assessing stress in cancer patients: a second-order factor analysis model for the Perceived Stress Scale. *Assessment*, 11(3), 216-223.
- Gunthert, K. C., Cohen, L. H., & Armeli, S. (1999). The role of neuroticism in daily stress and coping. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77(5), 1087-1100.
- Holmes, T., & Rahe, R. (1967). The social readjustment rating scale. *Journal of Psychosomatic Research*, 12, 213-233.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Keil, R. M. (2004). Coping and stress: a conceptual analysis. *Journal of Advanced Nursing*, 45(6), 659-665.
- Lazarus, R. S. (1966). *Psychological stress and the coping process*. New York, NY: McGraw-Hill.
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Psychological stress and the coping process*. New York, NY: Springer.
- Lee, E. H. (2012). Review of the psychometric evidence of the perceived stress scale. *Asian Nursing Research*, 6(4), 121-127.
- Lesage, F. X., Berjot, S., & Deschamps, F. (2012). Psychometric properties of the French version of the Perceived Stress Scale. *International Journal of Occupational Medicine and Environmental Health*, 25(2), 178-184.
- Lyon, B. L. (2012). Stress, coping, and health. A conceptual overview. In V. H. Rice (Ed.), *Handbook of stress, coping, and health: Implications for nursing research, theory, and practice* (s. 2-20). Thousand Oaks: Sage Publication.
- Mareš, J. (Ed.) (2013). 25. výročí psychologie zdraví v České republice (1988-2013): sborník příspěvků. Brno: MSD.
- Marešová, A., Blatníková, Š., Kotulan, P., Martinková, M., Štěchová, M., & Tamchyna, M. (2011). *Kriminální recidiva a recidivisté (charakteristika, projevy, možnosti trestní justice)*. Praha: Institut pro kriminologii a sociální prevenci.
- Maroufizadeh, S., Zareiyan, A., & Sigari, N. (2014). Reliability and validity of Persian version of perceived stress scale (PSS-10) in adults with asthma. *Archives of Iranian Medicine*, 17(5), 361.

- Mitchell, A. M., Crane, P. A., & Kim, Y. (2008). Perceived stress in survivors of suicide: psychometric properties of the Perceived Stress Scale. *Research in Nursing & Health, 31*(6), 576-585.
- Ng, S. M. (2013). Validation of the 10-item Chinese perceived stress scale in elderly service workers: one-factor versus two-factor structure. *BMC Psychology, 1*(1), 9.
- Örücü, M. Ç., & Demir, A. (2009). Psychometric evaluation of perceived stress scale for Turkish university students. *Stress and Health, 25*(1), 103-109.
- Ramírez, M. T., & Hernández, R. L. (2007). Factor structure of the perceived stress scale (PSS) in a sample from Mexico. *The Spanish Journal of Psychology, 10*, 199-206.
- Reis, R., Ferreira Hino, A. A., & Romélio Rodriguez Añez, C. (2010). Perceived stress scale: reliability and validity study in Brazil. *Journal of Health Psychology, 15*(1), 107-114.
- Roberti, J. W., Harrington, L. N., & Storch, E. A. (2006). Further psychometric support for the 10 - item version of the perceived stress scale. *Journal of College Counseling, 9*(2), 135-147.
- Selye, H. (1956). *The stress of life*. New York, NY: McGraw-Hill.
- Selye, H. (1976). Forty years of stress research: principal remaining problems and misconceptions. *Canadian Medical Association Journal, 115*(1), 53.
- Smetáčková, I., & Vozková, A. (2016). Matematická self-efficacy a její měření v průběhu základní školy. *E-psychologie, 10*(1), 18-33. <https://e-psycholog.eu/clanek/255>
- Smith, K. J., Rosenberg, D. L., & Timothy Haight, G. (2014). An assessment of the psychometric properties of the Perceived Stress Scale - 10 (PSS10) with business and accounting students. *Accounting Perspectives, 13*(1), 29-59.
- Steiger, J.H. (2007). Understanding the limitations of global fit assessment in structural equation modeling. *Personality and Individual Differences, 42*(5), 893-898.
- Šestáková, B., Zárbynická, M., Brabcová, D., & Kohout, J. (2014). Je náchylnost k neurotickým poruchám významným prediktorem srdečního onemocnění? *Intervenční a akutní kardiologie, 13*(3), 120-124.
- Škaloudová, A. (2010). Faktorová analýza. Získáno 21.7.2016 z <http://userweb.pdf.cuni.cz/kpsp/skalouda/fa/>
- Viner, R. (1999). Putting stress in life: Hans Selye and the making of stress theory. *Social Studies of Science, 29*(3), 391-410.
- Wu, S. M., & Amtmann, D. (2013). Psychometric evaluation of the perceived stress scale in multiple sclerosis. *ISRN Rehabilitation, 608356*.

Příloha: Česká verze Škály vnímaného stresu

Otázky v této škále jsou zaměřeny na to, jak jste se cítil a jak jste uvažoval **během posledního měsíce**. Označte zakroužkováním pouze jednu odpověď vystihující, jak často jste se cítil/a nebo uvažoval/a popsaným způsobem.

Jméno a příjmení:

Dnešní datum:

Pohlaví: muž žena

Věk:

0=nikdy 1=téměř nikdy 2=někdy 3 = docela často 4= velmi často

1. Jak často jste byl v posledním měsíci rozrušený kvůli něčemu, co se stalo nečekaně?

0 1 2 3 4

2. Jak často jste měl v posledním měsíci pocit, že nemáte pod kontrolou důležité věci ve Vašem životě?

0 1 2 3 4

3. Jak často jste se cítil v posledním měsíci nervózní a “vystresovaný“?

0 1 2 3 4

4. Jak často jste si v posledním měsíci věřil v tom, že jste schopen zvládat své osobní problémy?

0 1 2 3 4

5. Jak často jste měl v posledním měsíci pocit, že věci jdou tak, jak byste si představoval?

0 1 2 3 4

6. Jak často jste v posledním měsíci pociťoval, že se nemůžete vypořádat se vším, co byste měl zařídit?

0 1 2 3 4

7. Jak často jste byl v posledním měsíci schopen mít pod kontrolou věci, které Vás iritují?

0 1 2 3 4

8. Jak často jste měl v posledním měsíci pocit, že jste nad věcí?

0 1 2 3 4

9. Jak často jste se v posledním měsíci rozhněval kvůli věcem, které byly mimo Vaši kontrolu?

0 1 2 3 4

10. Jak často jste měl v posledním měsíci pocit, že se potíže hromadí natolik, že je nejste schopen překonat?

0 1 2 3 4

O autorech

Mgr. Dana Buršíková Brabcová, Ph.D. vystudovala v roce 2009 učitelství psychologie a chemie na FPE ZČU, v roce 2013 získala Ph.D. z Pedagogické psychologie na Jihočeské univerzitě. V současné době působí na katedře psychologie FPE ZČU a rovněž na katedře pedagogiky a psychologie PEF JU. Výzkumně se zaměřuje především na problematiku sociálních a pedagogicko-psychologických aspektů epilepsie.

Kontaktní údaje:

Adresa: Katedra psychologie FPE ZČU, Klatovská 51, 301 00 Plzeň

E-mail: dannab@seznam.cz

Mgr. Jiří Kohout, Ph.D. vystudoval učitelství matematiky a fyziky na FPE ZČU, Ph.D. získal v oboru Fyzika plazmatu a tenkých vrstev na FAV ZČU a ve stejném oboru absolvoval v letech 2014-2015 postdoktorskou stáž na Ecole Polytechnique de Montreal. Od ledna 2016 působí na katedře matematiky, fyziky a technické výchovy FPE ZČU. Odborně se zaměřuje na metodologii výzkumu a aplikovanou statistiku.

Kontaktní údaje:

Adresa: Katedra matematiky, fyziky a technické výchovy FPE ZČU, Klatovská 51, 30100 Plzeň

E-mail: jkohout4@kmt.zcu.cz

Buršíková Brabcová, D., & Kohout, J. (2018). Psychometrické ověření české verze Škály vnímaného stresu. *E-psychologie*, 12(1), 37-52. http://e-psycholog.eu/pdf/bursikova-brabcova_kohout.pdf