

## PSYCHOMETRICKÉ VLASTNOSTI ČESKÉ VERZE ŠKÁLY PROŽÍVANÉ NADĚJE: FAKTOROVÁ STRUKTURA A VNITŘNÍ KONZISTENCE

ALENA SLEZÁČKOVÁ<sup>1</sup>, TOMÁŠ PROŠEK<sup>1</sup>, TATIANA MALATINCOVÁ<sup>1</sup>, ANDREAS M. KRAFFT<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Psychologický ústav, Filozofická fakulta Masarykovy univerzity, Brno

<sup>2</sup>University of St. Gallen, St. Gallen, Švýcarsko

### ABSTRACT

Psychometric characteristics of the Czech version of The Perceived Hope Scale: factor structure and internal consistency

A. Slezáčková, T. Prošek, T. Malatincová, A. M. Krafft

*Objectives.* The study focuses on psychometric properties of the Czech version of The Perceived Hope Scale (PHS). *Subjects and settings.* The scale, along with measures of several related constructs, was completed by three samples of respondents aged between 18 and 80 years. A total of 2,396 respondents participated in the research. *Statistical analysis.* Cronbach's alpha and McDonald's omega reliability coefficients were used for reliability estimation. The factor structure of the scale and its discriminant validity were tested through confirmatory factor analysis. Convergent validity of PHS with other measures was assessed using correlation analysis. *Results.* The PHS scale showed adequate reliability and construct, convergent and discriminatory validity. Loadings of PHS items on the

main factor were all above .70. The PHS total score significantly negatively correlated with the intensity of symptoms of anxiety and depression measured by PHQ-4 ( $r = -.55$ ). A strong association was found especially between the PHS score and optimism measured by LOT-R (Pearson  $r = .72$ ). The Czech version of the Perceived Hope Scale thus showed adequate psychometric properties and can be recommended for further use in the adult population. *Limitations.* A major limitation of our study is that samples consisted of predominantly female participants and those with a higher level of education. Unemployed, divorced and widowed individuals or individuals older than 50 years were not sufficiently represented.

*key words:*

hope,  
Perceived Hope Scale,  
psychometric properties

*klíčová slova:*

naděje,  
Škála prožívané naděje,  
psychometrické vlastnosti

Naděje byla vždy středem pozornosti filozofů, teologů, sociologů a v posledních dekáдах také psychologů (Krafft, Walker, 2018a, 2018b; Scioli, Biller, 2009). V současné psychologické literatuře existuje několik teoretických přístupů k tomuto konstrukt: kognitivní přístup k naději reprezentuje Snyderova teorie naděje (Snyder, 2000), jiná pojetí zdůrazňují emocionální stránku naděje a řadí naději mezi pozitivní emoce (Fredrickson, 2009; Lazarus 1999; Roth, Hammelstein, 2007). Naděje může být chápána také jako silná stránka charakteru (Peterson, Seligman, 2004), úzce související s osobní pohodou (Buschor, Proyer, Ruch, 2013). V neposlední řadě existují přístupy k naději, jež vyzdvihují její transcendentální, spirituální povahu (Emmons, 2005; Scioli et al., 2011; Vaillant, 2009). Tato rozmanitost přístupů má za následek, že poznatky získané v rámci jednotlivých pojetí lze obtížně vzájemně propojit (Snyder, 2000).

Došlo: 20. 6. 2019; A. S., Psychologický ústav FF MU, Arne Nováka 1, 602 00 Brno; e-mail: alena.slezackova@phil.muni.cz

## Dispoziční naděje

Snad nejznámější konceptualizací naděje je Snyderova kognitivní teorie, jež vymezuje naději jako pozitivní motivační stav založený na vzájemné interakci mezi dvěma složkami: tzv. cestou (*pathways*), zahrnující schopnost jedince zvažovat a vytvářet funkční cesty k žádoucím cílům, a snahou (*agency*), tj. vnímanou schopností udržet motivaci a energii pro využití těchto cest k dosažení vytčených cílů (Snyder, 2000; Snyder, Rand, Sigmon, 2002).

K těmto dvěma aspektům naděje neoddělitelně patří cíl naděje (*goal*; Snyder, 2000; Snyder, Irving, Anderson, 1991). Cíle mohou mít různou podobu a časové zaměření. Má-li cíl pro jedince dostatečnou subjektivní hodnotu, podněcuje jej k započetí úsilí o jeho dosažení (Snyder et al., 2002). U nedostatečně, vágně definovaných cílů je pravděpodobnost dosažení nižší než u cílů specifických (Snyder, 2002).

Snyder chápal naději jako dispozičně založenou charakteristiku, jež se rozvíjí v průběhu dětství a projevuje se u jedince stabilním hodnocením své schopnosti nacházet potřebné cesty k dosažení cílů a udržovat svou motivaci a snahu. Vlivem mezních událostí sice může dojít k významnému snížení nebo zvýšení míry naděje, ta se však obvykle se po čase vrací na svou obvyklou úroveň (Snyder et al., 1991; Snyder et al., 1996).

Za účelem posouzení míry dispoziční naděje vyvinuli Snyder a kol. (1991) škálu dispoziční naděje pro dospělé (ADHS; *The Adult Dispositional Hope Scale*), jejíž českou verzi standardizovali Ocisková, Sobotková, Praško a Mihál (2016).

## Rozlišení dispoziční naděje, optimismu a self-efficacy

Mnozí autoři zdůrazňovali potřebu odlišit naději od podobných konstruktů, jako jsou optimismus a self-efficacy (Krafft, Martin-Krumm, Fenouillet, 2017; Snyder et al., 2002). Výsledky Randa (2009) naznačily, že optimismus a dispoziční naděje zastřešuje jeden faktor vyššího řádu. Naděje a optimismus tak mohou představovat dvě složky jednoho společného faktoru či rysu, tzv. postoje k cíli (*goal attitude*). Výsledky dalších studií však naznačují, že zatímco optimismus je spíše nezávislý na kontextu, dispoziční naděje se projevuje zejména v situacích, které jsou více osobně relevantní, týkající se specifických cílů jednotlivce (Bruininks, Malle, 2005). Bury, Wenzel a Woodyattová (2016) navíc předpokládají, že podstatnou charakteristikou naděje je určitá míra nejistoty ohledně dosažení vytčeného cíle. Ta podněcuje víru v možnost dosažení cíle, i když se to nejeví jako příliš pravděpodobné.

K názoru, že naděje a optimismus představují dva odlišné konstrukty, se připojili také Bryant a Cvengros (2004). Odhalili, že optimismus výrazně silněji souvisí s tendencí pozitivně přehodnocovat situace, jež spadá pod funkční strategie zvládání stresu a emocí. Dispoziční naděje má oproti tomu větší vliv na úroveň self-efficacy. Také ve studii Gallaghery a Lopeze (2009) představovaly dispoziční naděje a optimismus dva odlišné faktory, z nichž každý vysvětloval jedinečný podíl rozptylu pozitivního duševního zdraví (*flourishing*). Fowler a kol. (2017), kteří v reakci na spor o konceptualizaci naděje a optimismu provedli replikaci studií Bryanta a Cvengrose (2004) a Randa (2009), nabídli dvoufaktorové řešení, které by mohlo vysvětlovat strukturu vztahu optimismu a naděje.

Objevily se také snahy odlišit dispoziční naději od self-efficacy. Magaletta a Oliver (1999) přinesli zjištění, že dispoziční naděje vysvětluje jedinečný podíl rozptylu v subjektivní pohodě, nezávislý na self-efficacy. Rand (2017) upozorňuje, že self-efficacy v pojetí Bandury (1977) představuje pouze jedincovo přesvědčení, že disponuje dostatečnými schopnostmi potřebnými k dosažení cíle, zatímco dispoziční naděje

zahrnuje i potřebné odhodlání, které následně iniciuje jednání směřující k cíli. Druhá odlišnost mezi oběma konstrukty spočívá v tom, že self-efficacy je vázána na konkrétní situaci (Rand, 2017), zatímco naděje se může uplatnit u cílů, jejichž dosažení je možné pouze v delším časovém úseku (Snyder, 2002). Ani self-efficacy, ani optimismus se kromě toho přímo netýkají cílesměrného plánování, které je důležitou součástí Snyderova pojetí naděje (Feldman, Rand, Kahle-Wroblewski, 2009). Obecně lze tedy konstatovat, že dispoziční naděje, optimismus a self-efficacy sice shodně zahrnují očekávání vztahující se k budoucímu stavu věcí a dosažení vytyčených cílů, avšak nejedná se o totožné charakteristiky (Alarcon, Bowling, Khazon, 2013; Arnau et al., 2007; Bryant, Cvengros, 2004; Magaletta, Oliver, 1999).

## Prožívaná naděje

Nový konstrukt prožívané naděje (*perceived hope*) postulovaný švýcarským psychologem A. Kraffttem (Krafft, Perrig-Chiello, Walker, 2018; Krafft et al., 2017) se v mnohém odlišuje od Snyderovy dispoziční naděje. Prožívaná naděje je chápána ve smyslu hluboké důvěry v pozitivní vývoj událostí, a to především v obtížných životních situacích, které jsou mimo naši přímou kontrolu. Krafft se snažil doplnit chybějící rozměry Snyderovy teorie naděje, jimiž jsou spirituální a vztahová rovina, a zohlednit i takové aspekty lidského údělu, na které člověk nemá vliv a nemá tedy smysl uvažovat o jeho cílech v pojmech snahy a cesty.

Prožívanou nadějí Krafft odlišuje od optimismu i od dispoziční naděje, kterou připodobňuje spíše k self-efficacy (Krafft, Walker, 2018a, 2018b). Ve srovnání s existujícími přístupy, které zdůrazňují na sebe zaměřený (*self-concerned*) model dosahování cílů, je středem pozornosti prožívané naděje sebezpřesah (*self-transcendence*) – zdroje hlubšího pocitu naděje jsou spojeny s vírou v něco či někoho, co nás přesahuje. Prožívaná naděje je tedy silněji spjata s potřebami a projevy transcendence, jako je prožívání smyslu v životě, pomoc ostatním lidem, rozvíjení blízkých a důvěrných vztahů a také spirituální a náboženská zkušenost. V neposlední řadě vychází koncept prožívané naděje z implicitních teorií naděje, tedy z toho, jak běžní lidé definují naději sami pro sebe (Krafft et al., 2018).

Za účelem zjišťování míry prožívané naděje u dospělé populace byla vyvinuta Škála prožívané naděje (*Perceived Hope Scale*, PHS; Krafft et al., 2017), o níž bude pojednáno podrobněji níže.

## Měření dispoziční a prožívané naděje

Doposud bylo vyvinuto několik metod pro posouzení různých aspektů naděje. Každá z těchto metod zachycuje poněkud odlišný konstrukt, s rozdílným důrazem na kognitivní, afektivní, vztahovou nebo transcendentální roviny (pro podrobnější přehled viz Slezáčková, 2017). V současnosti nejčastěji používaná metoda pro posouzení naděje u dospělé populace je *The Adult Dispositional Hope Scale* (ADHS; Snyder et al., 1991), založená na Snyderově pojetí naděje ve smyslu cesty a snahy. Tato osmipoložková škála, mapující míru nadějného myšlení, je určena pro osoby starší 15 let a obvykle se administruje pod názvem „*The Future Scale*“. Respondent na škále Likertova typu posuzuje míru svého souhlasu s tvrzeními (1 = naprosto nepravdivé; 8 = naprosto pravdivé). Modifikací ADHS je *The Adult State Hope Scale* (ASHS; Snyder et al., 1996), která zjišťuje úroveň naděje ve smyslu aktuálního stavu, resp. cílesměrné myšlení v aktuální chvíli.

Míru prožívané naděje tak, jak ji konceptualizoval Krafft s kolegy, zachycuje nová 6položková škála *Perceived Hope Scale* (PHS; Krafft et al., 2017). Snahou autorů bylo vytvořit nástroj pro zachycení prožitku naděje tak, jak jej chápou běžní lidé.

Místo cílově zaměřeného myšlení se tudíž položky škály ptají přímo na to, do jaké míry v životě respondenta hraje roli naděje. Autoři tak reagovali na zvýšenou poptávku odborné veřejnosti z oblasti pozitivní psychologie, jež postrádala takový typ metody. Škála prožívané naděje (PHS) je výsledkem adaptace jedné z faset dotazníku Světové zdravotnické organizace (WHO), měřící kvalitu života související se spiritualitou, náboženstvím a osobním přesvědčením (WHOQOL Spirituality, Religiousness and Personal Beliefs; WHOQOL-SRPB), a to konkrétně subškály měřící naději a optimismus (Skevington, Gunson, O'Connell, 2013; WHOQOL-SRPB Group, 2006). Krafft a kol. (2017) odůvodňují adaptaci tím, že škála prezentuje oba tyto konstrukty tak, jak je pojmají samotní respondenti, a přímo užívá slov „naděje“ a „optimismus“ ve spojeních, ve kterých jsou užívány v běžné řeči. Snad nejzásadnějším důsledkem této prezentace konstruktů naděje je to, že se výroky o naději obsahově nepřekrývají s výroky, které bývají používány pro zachycení dalších konstruktů, jako je například smysl života nebo generalizované vnímání vlastní účinnosti (*self-efficacy*). Ani naděje a optimismus však podle autorů PHS nepředstavují jeden a tentýž konstrukt, a proto autoři nepovažují přímo subškálu WHOQOL-SRPB za vhodný nástroj pro zachycení toho, do jaké míry lidé prožívají či vnímají naději ve svém životě.

Se samotnou adaptací subškály byla také spojena úprava znění položek. Jednotlivé položky byly přeformulovány do podoby tvrzení, a nikoliv otázek, jak je tomu v případě metody WHOQOL-SRPB. Původní adaptace se skládala celkem ze čtyř položek, které autoři následně doplnili o další dvě – jednu zaměřenou na dialektický vztah mezi nadějí a úzkostí, druhou na míru naplnění vlastních nadějí. Celá metoda se tudíž skládá ze šesti položek. Škála prožívané naděje již nesměšuje položky týkající se naděje a optimismu, naopak však pokrývá různé aspekty naděje: úroveň naděje, naplnění nadějí, účinek naděje, dualitu naděje a úzkosti a zohlednění situací, v nichž naděje sehrává obzvlášť důležitou roli (Krafft et al., 2017).

Anglická a německá verze škály PHS, včetně zhodnocení jejich psychometrických vlastností, byly publikovány společně s výsledky výzkumu, který probíhal v rámci projektu Barometr Naděje (*Hoffnung Barometer*) v Německu a ve Švýcarsku v letech 2013 až 2015. Celkově byly do této validační studie zahrnuty údaje od 17 594 respondentů různého věku, pohlaví a zaměstnání (Krafft et al., 2017).

## CÍL STUDIE

Účelem této studie je poskytnout české odborné veřejnosti nástroj pro měření naděje, jenž na rozdíl od Snyderovy škály dispoziční naděje, kterou pro českou populaci standardizovali Ocisková a kol. (2016), zohledňuje jiné než kognitivní aspekty naděje. Škála prožívané naděje vychází z širšího teoretického základu a měří hladinu naděje i v takových situacích, které jedinec nemůže přímo ovlivnit.

Předložená studie přináší psychometrické charakteristiky české verze Škály prožívané naděje (PHS; Krafft et al., 2017). Cílem studie bylo ověřit vnitřní konzistenci a posoudit její konstruktovou validitu a konvergentní a diskriminační validitu ve vztahu k metodám měřícím příbuzné konstrukty. Na základě předchozích výzkumů a teoretických překryvů jsme očekávali především těsné pozitivní korelace mezi skórem ve škále PHS a skóry v dotaznících měřících dispoziční naději (ADHS), optimismus (LOT-R; Scheier, Carver, Bridges, 1994) a generalizované vnímání vlastní účinnosti (*generalized self-efficacy*; GSE; Schwarzer, Jerusalem, 1995). Jelikož se však nejedná o totožné konstrukty, předpokládali jsme zároveň, že metoda PHS bude vykazovat dostatečnou diskriminační validitu oproti metodám ADHS, LOT-R a GSE. Očekávali jsme také pozitivní vztah prožívané naděje se spiritualitou a negativní se symptomy úzkosti a deprese.

## METODA

### Výzkumné soubory

Psychometrické charakteristiky Škály prožívané naděje byly ověřovány na datových souborech získaných ze tří ročníků české části mezinárodního projektu nesoucího název Barometr naděje (*Hope-Barometer International Research Program*; Krafft et al., 2018; Slezáčková, 2017). Testová baterie byla dostupná online během listopadu v letech 2013, 2014 a 2016. Odkaz na anonymní online dotazník byl šířen pomocí emailů, sociálních sítí, webových stránek a médií. Bližší informace o jednotlivých souborech obsahuje tab. 1.

*Soubor 1:* V roce 2013 byly získány údaje celkem od 1 409 českých respondentů. Po vyloučení účastníků mladších 18 let, národnosti jiné než české a s nevyplněnými odpověďmi čítal výsledný soubor 1341 participantů. Osmdesát procent celého vzorku tvořily ženy ( $n = 1071$ , 79,9 %). Data získaná na souboru 1 sloužila kromě posouzení základních psychometrických vlastností PHS také k ověření její diskriminační validity oproti metodám ADHS a LOT-R.

*Soubor 2:* Soubor 2 tvořilo původně 753 respondentů zapojených do výzkumu v roce 2014. Po odstranění údajů od těch účastníků, kteří byli mladší 18 let, čítal výsledný soubor 741 respondentů. Ve vzorku byly opět početněji zastoupeny ženy ( $n = 564$ , 76,1 %) oproti mužům, tvořícím asi čtvrtinu všech účastníků ( $n = 177$ , 23,9 %). Tento soubor sloužil především k ověření konvergentní validity PHS s proměnnými reprezentujícími příbuzné konstrukty a k ověření odlišnosti prožívané naděje od generalizované vnímané vlastní účinnosti.

*Soubor 3:* V roce 2016 se do projektu Barometr naděje v České republice zapojilo 320 účastníků. Po bližší inspekci datového souboru bylo vyloučeno 6 respondentů: jeden opomenul vyplnit Škálu prožívané naděje, u dalších dvou respondentů byly zaznamenány monotónní odpovědi na všechny položky (včetně reverzních) u všech předložených metod, tři respondenti byli jiné národnosti než české. Veškerá analýza tak proběhla na vzorku 314 účastníků. Z hlediska pohlaví a věku se jednalo o nejvyrovnanější výzkumný soubor. Na tomto souboru jsme tudíž přednostně ověřovali faktorovou strukturu PHS.

### Výzkumné nástroje

Škála *prožívané naděje* (*Perceived Hope Scale*, PHS; Krafft et al., 2017) je šestipoložková metoda vytvořená s cílem zachytit naději tak, jak ji prožívají lidé v běžném životě. Každá z položek je psána ve formě výroku, se kterým respondent vyjadřuje míru souhlasu/nesouhlasu na šestibodové Likertově škále v rozmezí od 0 (rozhodně nesouhlasím) po 5 (rozhodně souhlasím). Příklad položky: „V mém životě převažuje naděje nad úzkostí.“

Česká verze PHS byla pilotně využita v rámci české části mezinárodního projektu Barometr naděje (Slezáčková, Krafft, 2016). Byly zjištěny těsné pozitivní vztahy mezi prožívanou nadějí (PHS), dispoziční nadějí (ADHS), spokojeností se životem a smysluplností života u souboru českých dospělých. Prožívaná a dispoziční naděje predikovaly životní spokojenost nezávisle, přičemž prožívaná naděje byla silnějším prediktorem. Podobně ve studii realizované na švýcarských a německých souborech byla prožívaná naděje silnějším prediktorem životní spokojenosti a štěstí než dispoziční naděje (Krafft et al., 2017). Další výzkum pak přinesl důkaz, že vyšší míra prožívané naděje souvisí s vyšší prožívanou smysluplností života a pozitivnějšími vztahy s druhými lidmi (Slezáčková, 2017). Prožívaná naděje byla v této studii také významným prediktorem pozitivních posttraumatických změn a vystupovala v roli

Tab. 1 Popis výzkumných souborů z hlediska pohlaví, věku, rodinného stavu a vzdělání

	Soubor 1	Soubor 2	Soubor 3
	N (%)	N (%)	N (%)
Celkem	1341	741	314
<b>Pohlaví</b>			
Muži	270 (20,1)	177 (23,9)	124 (39,5)
Ženy	1071 (79,9)	564 (76,1)	190 (60,5)
<b>Věková kategorie</b>			
18-29	463 (34,5)	319 (43,0)	94 (29,9)
30-39	303 (22,6)	159 (21,5)	59 (18,8)
40-49	223 (16,6)	124 (16,7)	68 (21,7)
50-59	177 (13,2)	79 (10,7)	50 (15,9)
60-69	152 (11,3)	45 (6,1)	37 (11,8)
70-79	23 (1,7)	12 (1,6)	5 (1,6)
80 a více		3 (0,4)	1 (0,3)
<b>Rodinný stav</b>			
Stále žijí s rodiči	170 (12,7)	97 (13,1)	34 (10,8)
Svobodný/á, bez partnera/partnerky	149 (11,1)	133 (17,9)	40 (12,7)
Žijí v partnerství, ale v oddělených domácnostech	91 (6,8)	53 (7,2)	26 (8,3)
Žijí společně s partnerem/ partnerkou	226 (16,9)	134 (18,1)	51 (16,2)
V manželství /ženatý/ vdaná	556 (41,5)	253 (34,1)	130 (41,4)
Rozvedený/á, po rozchodu	97 (7,2)	45 (6,1)	27 (8,6)
Ovdovělý/á	41 (3,1)	10 (1,3)	5 (1,6)
Něco jiného	–	16 (2,2)	–
Neuveдено	11 (0,8)	–	1 (0,3)
<b>Vzdělání</b>			
Základní	21 (1,6)	6 (0,8)	7 (2,2)
Střední	245 (18,3)	330 (44,5)	187 (59,6)
Vysokoškolské	1075 (80,2)	405 (54,7)	119 (37,9)
Neuveдено	–	–	1 (0,3)

protektivního faktoru vůči negativním posttraumatickým změnám měřených dotazníkem *Changes in Outlook Questionnaire* (Joseph et al., 2006).

V novější studii se Slezáčková, Cefai a Prošek (2018) zabývali psychosociálními korelátami a prediktory prožívané naděje – konkrétně dispozičním optimismem, generativitou, osamělostí, spiritualitou a frekvencí prožívání pozitivních a negativních

emočních stavů – u souborů českých a maltských dospělých. Výsledky naznačily, že to, do jaké míry různé psychosociální proměnné predikují míru prožívané naděje, může být do určité míry kulturně závislé. V obou vzorcích byl nejdůležitějším prediktorem prožívané naděje dispoziční optimismus, charakteristika zodpovědná za pozitivní pohled na život. Další nezávislé prediktory se však lišily – zatímco u českého souboru to byla generativita a osamělost (která byla negativním prediktorem), v maltském vzorku hrála důležitější roli spiritualita.

Prožívaná naděje byla v našem předchozím výzkumu (Slezáčková, Guse, & Prošek, v tisku) také nezávislým prediktorem harmonie v životě, a to jak u českého, tak i jihoafrického souboru dospělých respondentů.

Následující škály byly použity k ověření konvergentní a diskriminační validity PHS:

Škála dispoziční naděje (*Adult Dispositional Hope Scale*, ADHS; Snyder et al., 1991) je tvořena dvanácti položkami, přičemž čtyři z nich slouží k zachycení „Snahy“, představující odhodlání nezbytné k dosažení vytyčeného cíle, další čtyři zjišťují úroveň „Cesty“, neboli vnímané schopnosti nalézat způsoby vedoucí k cílům, a zbylé čtyři slouží jako distraktory. Na šestibodové stupnici pak respondent vyjadřuje souhlas s danou položkou prezentovanou například výrokem „Umím najít mnoho způsobů, jak se dostat z nepříjemné situace“ či „Energicky se snažím dosahovat svých cílů“.

*Test životní orientace – revidovaná verze (Life Orientation Test – Revised*, LOT-R; Scheier et al., 1994) je šestipoložková metoda, která pomocí šestibodové hodnotící škály zachycuje míru optimismu (3 položky formulovány pozitivně, např. „V nejistých časech obvykle očekávám to nejlepší“) a pesimismu (3 položky formulovány negativně, např. „Pokud se u mě může něco pokazit, pokazí se to“). Autoři této metody se přiklání k jednodimenzionálnímu pojetí, ve kterém optimismus a pesimismus představují opačné póly jednoho kontinua. Jiní autoři (např. Herzberg, Glaesmer, Hoyer, 2006) však poukazují na výsledky dokládající relativní nezávislost dimenze optimismu a pesimismu u LOT-R a doporučují, aby byla pozitivní a negativní část škály skórována samostatně.

Škála pozitivní a negativní zkušenosti (*The Scale of Positive and Negative Experience*, SPANE; Diener et al., 2010) sestává z výčtu dvanácti emočních stavů ve formě adjektiv. Respondent má za úkol vybrat na 5bodové škále v rozmezí od 1 (velmi zřídka nebo nikdy) po 5 (velmi často nebo stále) frekvenci výskytu šesti pozitivních (např. „radostný“) a šesti negativních (např. „smutný“) emocionálních prožitků z posledních dvou týdnů. Z odpovědi lze posléze určit skór zvlášť pro pozitivní (SPANE P) a zvlášť pro negativní prožitky (SPANE N).

*Zdravotní dotazník deprese a úzkosti pro pacienty (Patient Health Questionnaire for Depression and Anxiety*, PHQ-4; Löwe et al., 2010) je krátký čtyřpoložkový dotazník, který slouží k rychlému zhodnocení úrovně depresivních a úzkostných příznaků. Na čtyřbodové škále respondent vybírá četnost výskytu jednotlivých tíživých pocitů (např. „Cítil jsem se... nervózně nebo úzkostně“) za poslední dva týdny.

*Dotazník obecné vlastní efektivity (General Self-Efficacy Scale*, GSE; Křivohlavý, Schwarzer, Jerusalem, 1993; Schwarzer, Jerusalem, 1995) je desetipoložková škála, jež byla vytvořena za účelem postihnout obecné přesvědčení daného jedince o své schopnosti dosahovat cílů v nejrůznějších situacích (generalizované vnímání vlastní účinnosti). Položky jsou formulovány jako výroky (např. „Důvěřuji si plně, že mohu efektivně zvládat neočekávané situace“), se kterými vyjadřuje jedinec míru souhlasu na stupnici od 1 (vůbec neplatí) do 4 (naprosto platí).

*Důležitost spirituálního přesvědčení v životě (Importance of Spiritual Beliefs in Life*, Parsian, Dunning, 2009) je subsškálou Dotazníku Spirituality, která zachycuje

prostřednictvím čtyř položek subjektivní důležitost spirituality v životě jedince (např. „Moje spiritualita je součástí mého celkového přístupu k životu“). Pomocí čtyřbodové škály vyjadřuje respondent míru souhlasu s daným výrokem.

## Analýza dat

Při ověřování psychometrických vlastností PHS jsme vycházeli z postupů užitých Krafftem a kol. (2017) u psychometrické analýzy původní verze metody. Deskriptivní statistiky byly spočítány v programu SPSS 25. Korelační analýza a základní analýza reliability všech škál byly provedeny v programu JASP. Chybějící údaje jsme doplnili s použitím metody „expectation maximization“. Na základě výsledků Littlova MCAR testu lze považovat chybějící hodnoty v našich souborech za zcela náhodné (MCAR).

Pro odhad všech latentních modelů jsme využili vzhledem k zešikmení dat robustní variantu metody maximální věrohodnosti. Tuto metodu jsme upřednostnili před robustní verzí DWLS, která předpokládá data ordinální povahy. S PHS jako šestibodovou škálou jsme pracovali jako se spojitou proměnnou. Volbu této metody odhadu jsme opřeli o výsledky simulačních studií, ze kterých vyplývá, že v případě pěti- a vícebodových škál dosahuje robustní verze maximální věrohodnosti pracující se spojitými daty uspokojivého výkonu (Rhemtulla, Savalei, 2012). Ačkoliv odhadnuté faktorové náboje mohou být zkresleny při použití MLR (Li, 2016; Rhemtulla, Savalei, 2012), toto zkreslení je, jak výsledky simulačních studií naznačují, při použití šestibodové odpověďové škály jako v našem případě marginální. Na druhou stranu užití MLR přináší přesnější odhad interfaktorové korelace (Li, 2016).

## Reliabilita

Vnitřní konzistenci jsme ověřovali pomocí Cronbachova koeficientu  $\alpha$ , ale také McDonaldova koeficientu  $\omega$ , a to vzhledem k dobře zdokumentovaným omezením Cronbachova koeficientu (Dunn, Baguley, Brunson, 2014; Peters, 2014)<sup>1</sup>. Cronbachovo  $\alpha$  a McDonaldovo  $\omega$  pro škálu PHS byly vypočteny pomocí balíčku semTools (semTools Contributors, 2016) v programu R, verze 3.5.1.

## Faktorová struktura

Předpokládanou jednodimenzionální strukturu PHS jsme ověřovali prostřednictvím konfirmační faktorové analýzy v programu R s použitím balíčku lavaan (Rosseel, 2012).

K posouzení jednofaktorového modelu jsme využili několika ukazatelů shody spadajících do tří kategorií, jak je vymezuje Kline (2016). Z absolutních indexů shody jsme použili výsledek testu dobré shody ( $\chi^2$ ) a SRMR (*Standardized Root Mean Square Residual*), z kategorie inkrementálních indexů to byl index CFI (*Comparative Fit Index*; Bentler, 1990) a TLI (*Tucker-Lewis Index*; Tucker & Lewis, 1973) a ze skupiny indikátorů shody zohledňujících úspornost modelu (tzv. „parsimonious fit indexes“), které penalizují vyšší počet odhadovaných parametrů (Brown, 2015), byla zjišťována hodnota indexu RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*; Steiger, 1990).

<sup>1</sup> V této souvislosti je nutno podotknout, že řada autorů nepovažuje přímé označování koeficientu  $\alpha$  (nebo i McDonaldovy  $\omega$ ) jako index vnitřní konzistence za příliš vhodné. Jak například upozornují Cho a Kim (2015), pokud chápeme vnitřní konzistenci jako homogenitu nebo jednorozměrnost sady položek, Cronbachovo  $\alpha$  nemůže být dostatečným indexem vnitřní konzistence, jelikož je jeho hodnota závislá na počtu položek a může být tudíž vysoká i v případě, že spolu položky korelují jen slabě nebo sytí více než jeden faktor. Posouzení vnitřní konzistence proto i v naší studii probíhalo v kontextu výsledků analýzy faktorové struktury škály.



### *Konvergentní validita*

Konvergentní validita Škály prožívané naděje oproti dalším metodám, jež zachycují proměnné, s nimiž se prožívaná naděje nachází v teoreticky zakotvených vztazích, byla ověřována pomocí korelační analýzy.

### *Diskriminační validita*

V souladu s původní validizační studií Kraffta a kol. (2017) bylo k posouzení odlišnosti prožívané naděje od dispoziční naděje a dalších obdobných konstruktů využito Fornellova a Larckerova (1981) kritéria. Tito autoři navrhli přístup k ověření konvergentní a diskriminantní validity pomocí AVE (*average variance extracted*), což je průměrná variance manifestních proměnných, kterou vysvětluje příslušný faktor či latentní proměnná (Henseler, Ringle, Sarstedt, 2015). O diskriminační validitě zkoumaného nástroje svědčí, když je hodnota AVE vyšší než druhá mocnina korelace mezi dvěma latentními proměnnými (Fornell, Larcker, 1981; Henseler, Ringle, Sarstedt, 2015), která udává sdílený rozptyl těchto dvou proměnných (Farrell, 2010).

Diskriminační validitu jsme ověřili také pomocí kritéria HTMT, které vykazuje vyšší senzitivitu i specifitu než Fornell-Larckerovo kritérium (Henseler, Ringle, Sarstedt, 2015). Hodnota heterorysového-monorysového poměru (*heterotriat-monotriat ratio*) je vypočítaná jako průměrná korelace všech položek měřících jeden konstrukt s položkami měřícími druhý konstrukt (např. průměrná korelace položek PHS s položkami ADHS) vydělená geometrickým průměrem průměrných hodnot korelací položek spadajících pod každý konstrukt zvlášť (tj. druhá odmocnina násobku průměrné korelace mezi položkami PHS a průměrné korelace mezi položkami ADHS). Je-li hodnota HTMT dvou konstruktů nižší než zvolené kritérium (v našem případě 0,85), lze považovat oba konstrukty za rozdílné. Hodnotu HTMT jsme vypočítali pomocí balíčku *matrixpls* (Rönkkö, 2017).

Posledním způsobem ověření diskriminační validity PHS oproti škálám dispoziční naděje, optimismu a *self-efficacy* bylo srovnání jednofaktorového modelu, v němž položky obou srovnávaných škál byly syceny jediným faktorem, s dvoufaktorovým. U LOT-R a ADHS byl také porovnán dvoufaktorový model s třífaktorovým, přičemž jsme u jednotlivých řešení srovnávali shodu s daty pomocí testování rozdílů v statistice  $\chi^2$  a pomocí Bayesova informačního kritéria (BIC). Tato analýza byla provedena s pomocí balíčku *lavaan* v programu R.

## VÝSLEDKY

### *Deskriptivní statistiky, reliabilita a efekt demografických charakteristik*

Tab. 2 obsahuje deskriptivní charakteristiky pro celou škálu PHS i jednotlivé položky u všech tří datových souborů. Ve všech výzkumných souborech dosahovala položka číslo 4 nejvyšší průměrné hodnoty. Naopak nejnižšího průměrného skóru dosahovaly položky 2 a 6.

Co se týče reliability PHS, hodnoty indikátorů vnitřní konzistence byly u všech tří výzkumných souborů optimální a téměř totožné (Soubor 1:  $\alpha = 0,89$ ,  $\omega = 0,89$ ; Soubor 2:  $\alpha = 0,91$ ,  $\omega = 0,91$ ; Soubor 3:  $\alpha = 0,89$ ,  $\omega = 0,89$ ). Deskriptivní statistiky a údaje o reliabilitě pro ostatní použité metody jsou uvedeny v tab. 5.

U všech tří souborů koreloval celkový skóre v PHS slabě pozitivně s věkem ( $r$  v rozmezí 0,08 až 0,15). Z hlediska pohlaví ve všech třech souborech skórovaly výše ženy, avšak velikost rozdílů vesměs nepřesáhla 1 bod (Cohenova  $d$  v rozmezí 0,05 až 0,17). Ačkoliv byly některé z těchto efektů statisticky významné, vzhledem k nereprezentativnosti výběru účastníků a k tomu, že efekty byly vesměs malé až zanedbatelné, je prezentujeme pouze jako doplňkovou informaci.

Tab. 2 Deskriptivní statistiky PHS

	Soubor 1		Soubor 2		Soubor 3	
	M	SD	M	SD	M	SD
PHS celkem	20,95	5,86	21,12	6,13	21,33	5,65
PHS 1	3,40	1,37	3,49	1,36	3,54	1,23
PHS 2	3,18	1,17	3,23	1,19	3,30	1,12
PHS 3	3,59	1,20	3,65	1,18	3,77	1,08
PHS 4	4,02	1,08	3,94	1,10	3,89	1,13
PHS 5	3,43	1,29	3,45	1,32	3,43	1,23
PHS 6	3,33	1,22	3,36	1,28	3,41	1,17

### Konstruktová validita PHS

Předpokládanou jednofaktorovou strukturu PHS jsme ověřili konfirmační faktorovou analýzou. S přihlédnutím k zešíkmení získaných dat jsme využili robustní verzi metody odhadu maximální věrohodnosti (Satorra, Bentler, 1994). U všech tří souborů jsme testovali základní jednofaktorové řešení s nekorelovanými rezidui. Výsledky analýzy shody, které jsou zobrazené v tab. 3, naznačují uspokojivou, nikoli však optimální shodu jednofaktorového modelu s daty. Problematický byl především index RMSEA, který nedosahoval požadovanou hranici ani u jednoho ze souborů.

Tab. 3 Hodnoty indexů shody pro jednofaktorové řešení CFA škály PHS u všech tří souborů

	$\chi^2(9)$	p pro $\chi^2$	CFI	TLI	SRMR	RMSEA [90% CI]
Soubor 1	98,58	< 0,001	0,963	0,943	0,034	0,108 [0,090; 0,128]
Soubor 2	74,91	< 0,001	0,959	0,932	0,037	0,129 [0,103; 0,157]
Soubor 3	46,38	0,002	0,972	0,953	0,031	0,100 [0,057; 0,145]

Tab. 4 zobrazuje bližší výsledky CFA a analýzy položek u souboru 3. Faktorové náboje byly u všech položek vysoké (0,716 až 0,840). Položky také vykazovaly poměrně konzistentní vzájemné korelace, což dokládá jednofaktorovou strukturu dotazníku. Analýza reziduí neodhalila žádné reziduální korelace přesahující hodnotu 0,10. Navzdory suboptimální míře shody se tudíž jednofaktorové řešení u dotazníku PHS nejví jako problematické.

Tab. 4 Korelace položek PHS se škálou, faktorové náboje a vzájemné korelace u souboru 3

	Korigovaná korelace se škálou	Faktorový náboj	Korelace položek navzájem				
			PHS 1	PHS 2	PHS 3	PHS 4	PHS 5
PHS 1	0,691	0,728	1				
PHS 2	0,699	0,736	0,59	1			
PHS 3	0,789	0,840	0,60	0,63	1		
PHS 4	0,650	0,716	0,45	0,49	0,66	1	
PHS 5	0,801	0,858	0,61	0,60	0,71	0,65	1
PHS 6	0,706	0,748	0,61	0,57	0,59	0,46	0,66

Pozn. Pro všechny korelační koeficienty platí  $p < 0,01$ .

### Konvergentní validita

Tab. 5 zobrazuje hodnoty Pearsonova korelačního koeficientu reprezentující vztahy mezi PHS a ADHS a dalšími metodami, které byly součástí testové baterie, jež byla předložena souboru 2. Výsledky poukazují na silnou korelaci mezi PHS a ADHS, tedy nástroji zachycujícími naději. Skór prožívané naděje také vykazoval těsný vztah se subškálou optimismu dotazníku LOT-R. Středně těsný vztah byl identifikován mezi PHS a self-efficacy, zjišťovanou dotazníkem GSE – tato korelace byla značně slabší než korelace mezi GSE a ADHS. Poměrně těsnou negativní souvislost jsme našli mezi PHS a pesimismem a příznaky úzkosti a deprese. Pozitivní vztah mezi PHS a spiritualitou byl poněkud slabší, avšak těsnější ve srovnání s korelací mezi spiritualitou a ADHS.

Tab. 5 Reliabilita, deskriptivní statistiky a korelace použitých metod k ověření konvergentní validity PHS (soubor 2)

	$\alpha$	$\omega$	M	SD	PHS $r$ (95% CI)	ADHS $r$ (95% CI)
ADHS	0,90	0,91	3,46	0,88	0,62 (0,58; 0,67)	–
Cesta	0,87	0,88	3,50	0,94	0,55 (0,50; 0,60)	–
Snaha	0,83	0,84	3,43	0,95	0,61 (0,57; 0,66)	–
LOT - R	0,85	0,85	3,41	0,78	0,72 (0,68; 0,75)	0,57 (0,52; 0,62)
Optimismus	0,80	0,81	3,40	0,84	0,71 (0,67; 0,74)	0,56 (0,51; 0,61)
Pesimismus	0,79	0,79	2,58	0,89	-0,59 (-0,64; -0,54)	-0,47 (-0,52; -0,41)
Self-efficacy	0,90	0,90	1,98	0,45	0,49 (0,43; 0,54)	0,77 (0,74; 0,80)
Spiritualita	0,76	0,76	2,78	1,08	0,28 (0,21; 0,35)	0,09* (0,01; 0,16)
PHQ-4	0,86	0,87	0,67	0,72	-0,55 (-0,60; -0,50)	-0,44 (-0,50; -0,38)

Pozn. Pro všechny korelační koeficienty platí  $p < 0,01$ , kromě \* $p < 0,05$ .

### Diskriminační validita

Diskriminační validita ve vztahu k dalším konstruktům byla ověřována na datovém souboru 1 aplikací Fornell-Larckerova kritéria a metody HTMT. Naším cíle bylo testovat odlišnost Krafftova konceptu naděje od Snyderova pojetí naděje, ale také od dalších dvou konstruktů, se kterými se naděje dává do souvislosti – dispozičního optimismu a generalizované self-efficacy.

#### a) Rozlišení prožívané a dispoziční naděje

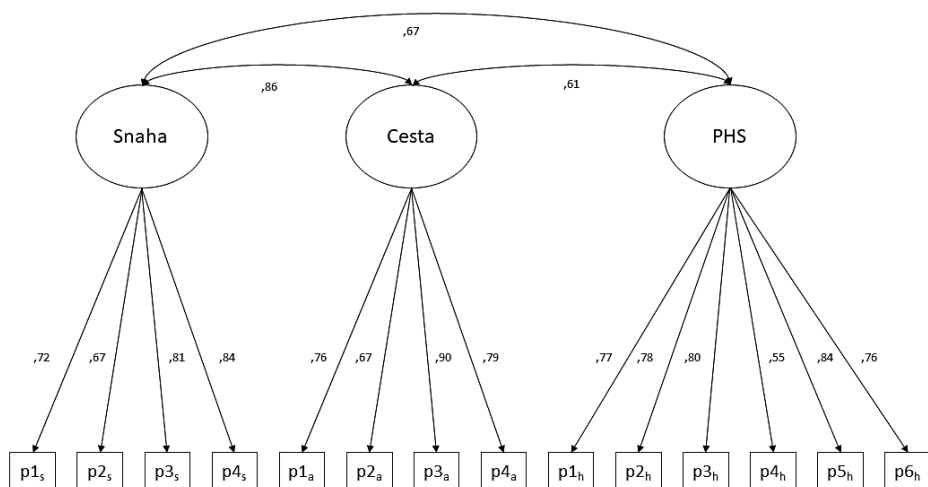
Pro testování míry překryvu mezi PHS a ADHS byly vytvořeny tři modely. První model sestával z jediné latentní proměnné nazvané „Naděje“, která sytila všechny položky PHS i ADHS. Druhý model byl reprezentován dvěma faktory, a to Prožívanou nadějí, sytící šest položek PHS, a Dispoziční nadějí, jež sytila položky Cesty i Snahy. Poslední model představoval třífaktorové řešení, kdy jednotlivé latentní proměnné zastupovaly Prožívanou naději, Cestu a Snahu.

Pro otestování diskriminační validity byly nejdříve vypočteny odhady korelací latentních proměnných pro druhý a třetí model. Hodnoty korelací byly 0,654 pro Pro-

žívanou nadějí a Dispoziční nadějí, 0,665 pro Prožívanou nadějí a Snahu, a 0,612 pro Prožívanou nadějí a Cestu. Po umocnění žádná z hodnot (v uvedeném pořadí: 0,428, 0,442 a 0,375) nepřesahovala hodnotu AVE Škály prožívané naděje, která činila 0,58. Podle Fornell-Larckerova kritéria tedy lze konstrukty měřené škálami PHS a ADHS považovat za dostatečně odlišné.

Hodnota HTMT pro PHS a ADHS činila 0,65 a nacházela se tak pod zvoleným kritériem s hodnotou 0,85. Na základě tohoto údaje můžeme konstrukt prožívané naděje, měřený škálou PHS, a konstrukt dispoziční naděje, měřený škálou ADHS, považovat za odlišné. Hodnota HTMT pro konstrukty Prožívané naděje a Snahy činila 0,66, pro Prožívanou nadějí a Cestu 0,61. Konstrukt Prožívané naděje tedy lze odlišit i jednotlivě od konstruktů Snahy a Cesty.

V následujícím kroku byly odhadnuté modely porovnány mezi sebou navzájem. Model 1 datům dostatečně neodpovídal ( $\chi^2(77) = 1953,72$ ,  $p < 0,001$ ; CFI = 0,75; TLI = 0,71; RMSEA = 0,164, 90% CI [0,157; 0,170]; SRMR = 0,10; BIC = 51057,93). Model 2 byl již mnohem adekvátnější, a ačkoliv také nedosahoval optimální shody s daty ( $\chi^2(76) = 756,50$ ,  $p < 0,001$ ;  $\Delta\chi^2(1) = 1197,22$ ,  $p < 0,001$ ; CFI = 0,91; TLI = 0,89; RMSEA = 0,096, 90% CI [0,090; 0,102]; SRMR = 0,055; BIC = 49235,98), s určitou benevolencí jej lze označit za přijatelný. Nejlépe ze všech tří modelů odpovídal datům model 3 ( $\chi^2(74) = 591,86$ ,  $p < 0,001$ ;  $\chi^2(2) = 164,64$ ,  $p < 0,001$ ; CFI = 0,94; TLI = 0,92; RMSEA = 0,085, 90% CI [0,078; 0,091]; SRMR = 0,050; BIC = 49022,15). Tento model je znázorněn na obr. 1.



Obr. 1 Konfirmační faktorová analýza škál PHS a ADHS – třífaktorové řešení  
Vysvětlivky: Agn – Snaha, Pth – Cesta, PHS – Prožívaná naděje

## b) Rozlišení prožívané naděje od dispozičního optimismu a pesimismu

U srovnávání škál PHS a LOT-R jsme postupovali obdobně jako u škály ADHS: testováno bylo jednofaktorové, dvoufaktorové a třífaktorové řešení. U třífaktorového řešení sytily položky LOT-R dva oddělené faktory – optimismus a pesimismus. Odhad korelace mezi faktory u dvoufaktorového řešení byl  $r = 0,819$ , druhá mocnina (0,671) tudíž přesahovala hodnotu AVE škály PHS (0,58). U třífaktorového řešení byl odhad korelace mezi prožívanou nadějí a optimismem  $r = 0,811$  ( $r^2 = 0,658$ ) a mezi prožívanou nadějí a pesimismem  $r = 0,720$  ( $r^2 = 0,518$ ). Hodnotu AVE škály

PHS tudíž přesahovala pouze druhá mocnina korelace mezi prožívanou nadějí a optimismem. Podle Fornell-Larckerova kritéria tedy konstrukt prožívané naděje měřený škálou PHS nelze dostatečně odlišit od konstruktů optimismu měřeného dotazníkem LOT-R.

Poněkud odlišný závěr lze však učinit na základě kritéria HTMT, jehož hodnota v tomto případě pro PHS a celý LOT-R činila 0,80, což je méně, než stanovená hranice 0,85. Také hodnoty HTMT vypočítané zvlášť pro optimismus (0,81) a pesimismus (0,64) naznačují, že navzdory patrnému překryvu lze oba konstrukty odlišit od konstruktů prožívané naděje.

Odlišnost konstruktů dokládá i výsledek CFA. Při srovnání jednotlivých modelů na základě indexů shody se ukázalo, že datům nejlépe odpovídá model 3, ve kterém prožívaná naděje, optimismus a pesimismus tvořily tři korelované faktory ( $\chi^2(51) = 329,31$ ,  $p < 0,001$ ; CFI = 0,96; TLI = 0,94; RMSEA 0,073, 90% CI [0,066, 0,081]; SRMR = 0,042; BIC = 45736,01). Dvoufaktorový model, kde všechny položky LOT-R sytily jeden faktor, vykazoval poněkud horší, avšak pořád přijatelnou shodu s daty ( $\chi^2(53) = 593,18$ ,  $p < 0,001$ ;  $\Delta\chi^2(2) = 263,87$ ,  $p < 0,001$ ; CFI = 0,92; TLI = 0,89; RMSEA = 0,101, 90% CI [0,094, 0,109]; SRMR = 0,055; BIC = 46079,36). Nejvhůře se prezentoval model 1, ve kterém byly všechny položky LOT-R i PHS syceny společným faktorem ( $\chi^2(54) = 913,83$ ,  $p < 0,001$ ;  $\chi^2(1) = 320,65$ ,  $p < 0,001$ ; CFI = 0,85; TLI = 0,82; RMSEA = 0,132, 90% CI [0,125, 0,140]; SRMR = 0,071; BIC = 46610,18). Tyto výsledky tedy naznačují, že ačkoliv se konstrukty prožívané naděje, měřené PHS, a dispozičního optimismu a pesimismu, měřených LOT-R, značně překrývají, jsou pořád rozlišitelné.

### c) Rozlišení prožívané naděje od generalizované self-efficacy

Vzhledem k jednodimenzionální struktuře GSE jsme při rozlišování prožívané naděje (PHS) od generalizované self-efficacy (GSE) srovnávali pouze jednofaktorový a dvoufaktorový model. Hodnota AVE škály PHS (0,62) přesáhla velikost sdíleného rozptylu faktorů PHS a GSE ( $r^2 = 0,303$ ; odhadovaná korelace mezi faktory:  $r = 0,550$ ). Podle Fornell-Larckerova kritéria tedy lze konstrukty měřené škálami PHS a GSE považovat za dostatečně odlišné. To potvrzuje i hodnota HTMT, která se v tomto případě nacházela výrazně pod hranicí 0,85 (HTMT = 0,53).

Jednofaktorové řešení nevykazovalo dostatečnou shodu s daty ( $\chi^2(104) = 1669,30$ ,  $p < 0,001$ ; CFI = 0,66; TLI = 0,61; RMSEA = 0,171, 90% CI [0,164, 0,178]; SRMR = 0,125; BIC = 23875,52). Dvoufaktorové řešení, kde položky PHS a GSE sytily dva vzájemně korelované faktory, se ukázalo jako mnohem adekvátnější, i když hodnoty indikátorů shody nebyly ani v tomto případě optimální ( $\chi^2(103) = 579,74$ ,  $p < 0,001$ ;  $\Delta\chi^2(1) = 1089,56$ ,  $p < 0,001$ ; CFI = 0,90; TLI = 0,88; RMSEA = 0,094, 90% CI [0,086, 0,101]; SRMR = 0,067; BIC = 22293,25).

## DISKUZE

Cílem této studie bylo ověření psychometrických vlastností české verze Škály prožívané naděje (PHS; Krafft et al., 2017). Vzhledem k omezením spojeným s užíváním Cronbachova koeficientu  $\alpha$  jako indikátoru vnitřní konzistence jsme údaje o reliabilitě doplnili také o hodnoty McDonaldovy  $\omega$ , které lze u běžných škál vesměs považovat za přesnější ukazatele, protože nestaví na nerealistickém předpokladu ekvivalence faktorových nábojů u jednotlivých položek (např. McNeish, 2018). Škála PHS se ukázala jako jednodimenzionální a faktorové náboje jednotlivých položek se od sebe příliš nelišily; ani hodnoty  $\alpha$  a  $\omega$  se od sebe navzájem výrazně nelišily a pohybovaly se v rozmezí od 0,89 do 0,91, což svědčí o vysoké vnitřní konzistenci české verze

PHS, dosahující prakticky stejné úrovně jako v původní validizační studii Kraffta et al. (2017;  $\alpha = 0,90$ ).

Předpokládaný jednofaktorový model PHS jsme ověřovali pomocí konfirmační faktorové analýzy s volbou robustní metody odhadu maximální věrohodnosti. Model vykazoval u všech souborů podobnou a uspokojivou shodu s daty, ačkoliv test dobré shody vyšel statisticky významně, což je u vyššího počtu respondentů běžné. Inspekce korelační matice reziduí indikátorů nenaznačovala žádné alarmující hodnoty, což se také odrazilo v optimálních hodnotách indexu SRMR (0,03-0,04), které se nacházely výrazně pod doporučovanou hranicí 0,08 (Hu, Bentler, 1999). Inkrementální indexy shody CFI (0,96-0,97) a TLI (0,93-0,95) se pohybovaly kolem doporučené úrovně 0,95 (Hu, Bentler, 1999). Jediným problematickým ukazatelem byla hodnota RMSEA, u níž horní hranice 90% intervalu spolehlivosti (0,13-0,16) přesahovala i tu nejbenevolentnější přijatelnou maximální hodnotu 0,10 (Browne, Cudeck, 1993). V širokém rozpětí 90% CI se pravděpodobně odráží nižší počet respondentů, nižší počet stupňů volnosti odhadovaného modelu ( $df = 9$ ) a především odhad prostřednictvím robustní verze maximální věrohodnosti. Jelikož všechny položky silně korelovaly jak s celkovou škálou, tak mezi sebou navzájem, faktorové náboje u CFA byly vysoké a nebyly identifikované žádné problematické reziduální korelace mezi položkami, i přes vyšší hodnotu RMSEA považujeme testované jednofaktorové řešení za adekvátní.

Prostřednictvím korelační analýzy jsme také ověřovali konvergentní validitu PHS s metodami, s nimiž se prožívaná naděje nachází v teoreticky zakotvených vztazích. Získané výsledky potvrdily očekávaný silný vztah mezi škálou prožívané a dispoziční naděje. Získaná korelace ( $r = 0,62$ ) se hodnotou blížila výsledkům původní validizační studie ( $r = 0,59$ ; Krafft et al., 2017). Skór PHS koreloval silně jak se subškálou Cesta, tak se subškálou Snaha. Ještě těsnější vztah jsme pak pozorovali mezi PHS a revidovanou verzí Testu životní orientace LOT-R ( $r = 0,72$ ), přičemž korelace byla o něco silnější u subškály optimismu ( $r = 0,71$ ) než u subškály pesimismu ( $r = -0,59$ ). Ve shodě s výsledky Kraffta a kol. (2017) byl nalezen také středně silný vztah ( $r = 0,49$ ) mezi PHS a škálou generalizované self-efficacy GSE a relativně těsný negativní vztah mezi prožívanou nadějí a výskytem úzkostné a depresivní symptomatiky měřené pomocí dotazníku PHQ-4 ( $r = -0,55$ ). V obou případech byly získané hodnoty korelací velmi podobné. Naše výsledky tak navazují na předchozí výzkum, podle kterého se naděje společně s optimismem jeví jako významný negativní prediktor depresivní nálady (Thimm et al., 2013). Také se ukazuje, že pesimističtí jedinci udržující si naději se vyznačují nižším výskytem depresivních příznaků ve srovnání s osobami, u nichž převládá pesimistické zaměření i nedostatek naděje (Chang, Yu, Hirsch, 2013).

Při stanovení diskriminační validity PHS bylo hlavním úkolem odlišit konstrukt prožívané naděje od Snyderova konstruktů dispoziční naděje. Naděje se však v mnoha aspektech překrývá i s dalšími koncepty pozitivní psychologie, zejména s optimismem a vnímáním vlastní účinnosti, proto jsme v našem výzkumu testovali také odlišnost prožívané naděje od těchto dvou konstruktů. Diskriminační validitu jsme testovali jednak aplikací Fornell-Larckerova kritéria, jednak využitím HTMT kritéria a také pomocí konfirmační faktorové analýzy, přičemž jsme srovnávali jednofaktorová řešení s řešeními, v nichž jednotlivé škály měřily odlišné, ačkoli korelované konstrukty. Obě analýzy přinesly podpurný důkaz o odlišnosti prožívané a dispoziční naděje, prožívané naděje a dispozičního optimismu, a také o odlišnosti prožívané naděje a generalizované self-efficacy. V prvním případě se potvrdila také odlišnost prožívané naděje od každé z dvou dimenzí dispoziční naděje, tj. Cesty a Snahy. Tyto

výsledky jsou v souladu s předpokladem, že zatímco Snyderovo pojetí naděje zdůrazňuje především kognitivní aspekty, v Krafftově koncepci se v určité míře uplatňuje také aspekt spirituální (Slezáčková, Krafft, 2016). To také dokládá skutečnost, že spiritualita v našem výzkumu korelovala se škálou PHS silněji ( $r = 0,29$ ) než se škálou ADHS, u které byl daný vztah téměř blízký nule ( $r = 0,09$ ). Díky svému kognitivnímu základu má pak dispoziční naděje také blíže k vnímání vlastní účinnosti než prožívaná naděje, což se také potvrdilo v našem výzkumu ( $r = 0,77$  versus  $r = 0,49$ ). I tyto výsledky korespondují se závěry Kraffta a kol. (2017).

Při stanovování diskriminační validity prožívané naděje vůči dispozičnímu optimismu pomocí Fornell-Larckerova kritéria a HTMT procedury jsme získali protichůdné závěry. Zatímco na základě HTMT kritéria bylo možné odlišit prožívanou naději od dispozičního optimismu včetně obou jeho komponent, hodnota AVE Škály prožívané naděje byla nižší, než byl sdílený rozptyl faktorů prožívané naděje a dispozičního optimismu, což znamená, že nebylo naplněno Fornell-Larckerovo kritérium diskriminační validity. Úzké propojení konstruktů dokládá také těsná korelace mezi LOT-R a PHS u souboru 2 ( $r = 0,72$ ), která převyšovala korelaci mezi LOT-R a ADHS ( $r = 0,57$ ). Vzhledem k výsledkům simulační studie Henselera a spol. (2015) však přikládáme vyšší váhu kritériu HTMT, tudíž se přikláníme k závěru, že dispoziční naději lze od konstruktů dispozičního optimismu navzdory podobnostem odlišit.

Z celkového srovnání tudíž vyplývá, že zatímco Snyderovo pojetí naděje má díky důrazu na osobní kontrolu a aktivní zapojení při řešení problémů v souladu s Krafftovou a Walkerovou (2018) kritikou velmi blízko ke konstruktů self-efficacy, prožívaná naděje, jež zahrnuje i situace, které jedinec pod kontrolou nemá, do značné míry odráží spíše optimistický náhled na život jako takový. Jinými slovy, rozšířením konceptu naděje tak, aby zahrnoval i situace mimo jedincovu kontrolu, se stírají odlišnosti mezi nadějí a optimismem, na které poukazovali např. Feldman et al. (2009). Ačkoli nenaplnění Fornell-Larckerova kritéria naznačuje výrazné překrytí konstruktů prožívané naděje a dispozičního optimismu, v naší studii se však také ukázalo, že i po zohlednění úspornosti faktorových modelů vykazovalo řešení, v němž byly položky PHS a LOT-R syceny jediným faktorem, významně horší shodu s daty než vícefaktorová řešení, kde prožívaná naděje a optimismus představovaly oddělené konstrukty.

## LIMITY A ZÁVĚR

Nespornou výhodou sběru dat v německy hovořících zemích (Krafft et al., 2017) byla možnost rozšíření výzkumného dotazníku prostřednictvím mediálních prostředků mezi větší počet respondentů, což umožnilo získání širšího a reprezentativnějšího souboru. V našich podmínkách, kde jsou tyto možnosti omezené, se musíme často spoléhat na příležitostný sběr dat, který žádoucí reprezentativnost výzkumného vzorku nezaručuje. Nevyrovnanost našich výzkumných souborů spočívala především v převažujícím zastoupení respondentů ve věku od 18 do 29 let, z čehož většinu tvořili vysokoškolští studenti. Pouze malé množství odpovědí bylo získáno např. od osob nezaměstnaných, se základním vzděláním, popřípadě respondentů starších 50 let. Navzdory těmto limitům je však nutno podotknout, že naše výsledky se téměř shodovaly s výsledky původní validizační studie Kraffta et al. (2017) a mezi jednotlivými získanými soubory byly ve výsledcích pouze minimální rozdíly.

Škála prožívané naděje představuje nový instrument k měření naděje v tom smyslu, jak ji lidé běžně vnímají, čímž se liší od dosavadních vymezení konstruktů naděje. Tato práce si kladla za cíl ověřit psychometrické vlastnosti této metody, konkrétně

tedy její reliabilitu a konstruktovou, konvergentní a diskriminační validitu. Výsledky potvrdily, že Škála prožívané naděje disponuje optimální reliabilitou a její jednofaktrovou strukturu lze považovat za adekvátní. Prožívaná naděje také souvisí s příbuznými koncepty pozitivní psychologie, zároveň však představuje samostatný konstrukt, který je možné odlišit i od dispoziční naděje. Vzhledem k přijatelným psychometrickým vlastnostem lze Škálu prožívané naděje doporučit pro využití ve výzkumné praxi.

#### LITERATURA

- Alarcon, G. M., Bowling, N. A., & Khazon, S. (2013). Great expectations: A meta-analytic examination of optimism and hope. *Personality and Individual Differences, 54*(7), 821-827.
- Arnau, R. C., Rosen, D. H., Finch, J. F., Rhudy, J. L., & Fortunato, V. J. (2007). Longitudinal effects of hope on depression and anxiety: a latent variable analysis. *Journal of Personality, 75*(1), 43-63.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review, 84*(2), 191-215.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indices in structural models. *Psychological Bulletin, 107*(2), 238-246.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research (2nd ed.)*. New York: Guilford Press.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternate ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Bruininks, P., & Malle, B. F. (2005). Distinguishing hope from optimism and related affective states. *Motivation and Emotion, 29*(4), 324-352.
- Bryant, F. B., & Cvengros, J. A. (2004). Distinguishing hope and optimism: Two sides of a coin, or two separate coins? *Journal of Social and Clinical Psychology, 23*, 273-302.
- Bury, S. M., Wenzel, M., & Woodyatt, L. (2016). Giving hope a sporting chance: Hope as distinct from optimism when events are possible but not probable. *Motivation and Emotion, 40*(4), 588-601.
- Buschor, C., Proyer, R. T., & Ruch, W. (2013). Self- and peer-rated character strengths: How do they relate to satisfaction with life and orientations to happiness? *Journal of Positive Psychology, 8*(2), 116-127.
- Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Kim-Prieto, C., Choi, D., Oishi, S., & Biswas-Diener, R. (2010). New measures of well-being: Flourishing and positive and negative feelings. *Social Indicators Research, 97*, 143-156.
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunnsden, V. (2014). From alpha to omega: a practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *The British Journal of Psychology, 105*(3), 399-412.
- Emmons, R. A. (2005). Emotion and religion. In R. F. Paloutzian & C. L. Park (Eds.), *Handbook of the psychology of religion and spirituality* (pp. 235-252). New York: Guilford Press.
- Farrell, A. M. (2010). Insufficient discriminant validity: a comment on Bove, Pervan, Beatty and Shiu (2009). *Journal of Business Research, 63*(3), 324-327.
- Feldman, D. B., Rand, K. L., & Kahle-Wroblewski, K. (2009). Hope and goal attainment: Testing a basic prediction of hope theory. *Journal of Social and Clinical Psychology, 28*(4), 479-497.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research, 18*, 39-50.
- Fowler, D. R., Weber, E. N., Klappa, S. P., & Miller, S. A. (2017). Replicating future orientation: Investigating the constructs of hope and optimism and their subscales through replication and expansion. *Personality and Individual Differences, 116*, 22-28.
- Fredrickson, B. L. (2009). *Positivity: Top-notch research reveals the 3 to 1 ratio that will change your life*. New York: Three Rivers Press.
- Gallagher, M. W., & Lopez, S. J. (2009). Positive expectancies and mental health: Identifying the unique contributions of hope and optimism. *Journal of Positive Psychology, 4*, 548-556.
- Henseler, J., Ringle, C. M. & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science, 43*, 115-135.
- Herzberg, P. Y., Glaesmer, H., & Hoyer, J. (2006). Separating optimism and pessimism: A robust psychometric analysis of the Revised Life Orientation Test (LOT-R). *Psychological Assessment, 18*(4), 433-438.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure



- analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Chang E. C., Yu, E. A., & Hirsch, J. K. (2013). On the confluence of optimism and hope on depressive symptoms in primary care patients: Does doubling up on bonum futurum Proffer any added benefits? *The Journal of Positive Psychology*, 8(5), 404-411.
- Cho, E., & Kim, S. (2015). Cronbach's coefficient alpha: Well known but poorly understood. *Organizational Research Methods*, 18(2), 207-230.
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemmann, A. M., & Rosseel, Y. (2019). semTools: Useful tools for structural equation modeling. R package version 0.5-2. Vyhledáno na <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Joseph, S., Linley, P. A., Shevlin, M., Goodfellow, B., & Butler, L. (2006). Assessing positive and negative changes in the aftermath of adversity: A short form of the Changes in Outlook Questionnaire. *Journal of Trauma and Loss*, 11, 85-89.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling (4th ed.)*. New York: Guilford Press.
- Krafft, A. M., Martin-Krumm, C. & Fenouillet, F. (2017). Adaptation, further elaboration, and validation of a scale to measure hope as perceived by people: Discriminant value and predictive utility vis-à-vis dispositional hope. *Assessment*, 24, 1-16.
- Krafft, A. M., & Walker, A. M. (2018a). *Positive Psychologie der Hoffnung: Grundlagen aus Psychologie, Philosophie, Theologie und Ergebnisse aktueller Forschung*. Berlin: Springer.
- Krafft, A. M., & Walker, A. M. (2018b). Exploring the concept and experience of hope – Empirical findings and the virtuous circle of hope. In A. Krafft, P. Perrig-Chiello, & A. M. Walker (Eds.), *Hope for a good life. Results of the Hope-Barometer international research program* (pp. 21-61). Social Indicators Research Series, Vol. 72. Cham: Springer.
- Krafft, A. M., Perrig-Chiello, P. & Walker, A. M. (Eds.) (2018). *Hope for a good life. Results of the Hope-Barometer international research program*. Social Indicators Research Series, Vol. 72. Cham: Springer.
- Křivohlavý, J., Schwarzer, R. & Jerusalem, M. (1993). Czech Adaptation of the General Self-Efficacy Scale. [online]. Vyhledáno na <http://userpage.fuberlin.de/~health/czec.htm>
- Lazarus, R. S. (1999). Hope: An emotion and a vital coping resource against despair. *Social Research*, 66(2), 653-678.
- 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.
- Löwe, B., Wahl, I., Rose, M., Spitzer, C., Glaesmer, H., Wingenfeld, K.,... Brähler, E. (2010) A 4-item measure of depression and anxiety: Validation and standardization of the Patient Health Questionnaire-4 (PHQ-4) in the general population. *Journal of Affective Disorders*, 122, 86-95.
- Magaletta, P., & Oliver, J. (1999). The hope construct, will, and ways: Their relations with self-efficacy, optimism, and general well-being. *Journal of Clinical Psychology*, 55, 539-551.
- McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological Methods*, 23(3), 412-433.
- Ocisková, M., Sobotková, I., Práško, J., & Mihál, V. (2016). Standardizace české verze Škály dispoziční nádeje pro dospělé. *Psychologie a její kontexty*, 7(1), 109-123.
- Parsian, N., & Dunning, T. A. (2009). Developing and validating a questionnaire to measure spirituality: A psychometric process. *Global Journal of Health Science*, 1(1), 2-11.
- Peters, G.-J. Y. (2014). The alpha and the omega of scale reliability and validity. *The European Health Psychologist*, 16(2), 56-69.
- Peterson, C., & Seligman, M. E. P. (2004). *Character strengths and virtues: A handbook and classification*. Washington, DC: American Psychological Association and Oxford University Press.
- Rand, K. L. (2009). Hope and optimism: Latent structures and influences on grade expectancy and academic performance. *Journal of Personality*, 77, 231-260.
- Rand, K. L. (2017). Hope, Self-efficacy, and optimism: Conceptual and empirical differences. In W. Gallagher & C. J. Lopez (Eds.), *The Oxford handbook of hope*. New York: Oxford University Press.
- Revelle, W. (2017). *psych: Procedures for Personality and Psychological Research*. Evanston, Illinois, USA: Northwestern University. Vyhledáno na <https://CRAN.R-project.org/package=psych> Version = 1.7.8.
- Rhemtulla, M., Brossseau-Liard, P. É., & Savalei, V. (2012). When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychological Methods*, 17(3), 354-373.
- Roth, M., & Hammelstein, P. (2007). Hope as an emotion of expectancy: First as-

- essment results. *GMS Psychosocial Medicine*, 4: Doc05.
- Rönkkö, M. (2013). *matrixpls: Matrix-based partial least squares estimation*. Vyhledáno na <http://cran.r-project.org/web/packages/matrixpls>
- Rossee, Y. (2012). *lavaan: An R Package for structural equation modeling*. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In A. Von Eye & C. C. Clogg (Eds.), *Latent variable analysis: Applications for developmental research* (pp. 399-419). Thousand Oaks, CA: Sage.
- semTools Contributors. (2016). *semTools: Useful tools for structural equation modeling*. R package version 0,4-14. Vyhledáno na <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Scioli, A., & Biller, H. B. (2009). *Hope in the age of anxiety: A guide to understanding and strengthening our most important virtue*. New York, NY: Oxford University Press.
- Scioli, A., Ricci, M., Nyugen, T., & Scioli, E. (2011). Hope: Its nature and measure. *Psychology of Religion and Spirituality*, 3, 78-97.
- Scheier, M. F., Carver, C. S., & Bridges, M. W. (1994). Distinguishing optimism from neuroticism (and trait anxiety, self-mastery, and self-esteem): A re-evaluation of the Life Orientation Test. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67, 1063-1078.
- Schwartz, R., & Jerusalem, M. (1995). Generalized Self-Efficacy scale. In J. Weinman, S. Wright, & M. Johnston, Measures in health psychology: A user's portfolio. Causal and control beliefs (pp. 35-37). Windsor, UK: NFER-NELSON.
- Skevington, S. M., Gunson, K. S., & O'Connell, K. A. (2013). Introducing the WHOQOL-SRPB BREF: Developing a shortform instrument for assessing spiritual, religious and personal beliefs within quality of life. *Quality of Life Research*, 22, 1073-1083.
- Slezáčková, A. (2017). Hope and well-being: Psychosocial correlates and benefits. Malta: University of Malta.
- Slezáčková, A., Cefai, C., & Prošek, T. (2018). Psychosocial correlates and predictors of perceived hope across cultures: A study of Czech and Maltese contexts. In A. M. Krafft, P. Perrig-Chiello, & A. M. Walker. (Eds.). *Hope for a good life. Results of the hope-barometer international research program* (pp. 165-197). Cham: Springer.
- Slezáčková, A., Guse, T., & Prošek, T. (v tisku). The role of perceived hope in harmony in life among Czech and South African adults. In R. K. Pradhan & U. Kumar (Eds.), *International handbook of advances in emotion, wellbeing and resilience: Theoretical perspectives and practical applications*. Palm Bay: Apple Academic Press, Taylor & Francis Group.
- Slezáčková, A., & Krafft, A. (2016). Hope: A driving force of optimal human development. In J. Mohan & M. Sehgal (Eds.). *Idea of excellence: Multiple perspectives* (pp. 1-12). Chandigarh: Panjab University.
- Snyder, C. R. (2000). *Handbook of hope: Theory, measures and applications*. London: Academic Press.
- Snyder, C. R. (2002). Hope theory: Rainbows in the mind. *Psychological Inquiry*, 13, 249-275.
- Snyder, C. R., Harris, C., Anderson, J. R., Holleran, S. A., Irving, L. M., Sigmon, S. T...Harney, P. (1991). The will and the ways: Development and validation of an individual differences measure of hope. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60, 570-585.
- Snyder, C. R., Irving, L. M., & Anderson, J. R. (1991). Hope and health. In C. R. Snyder & D. R. Forsyth (Eds.), *Handbook of social and clinical psychology: The health perspective* (pp. 285-305). New York, USA: Pergamon Press.
- Snyder, C. R., Sympson, S. C., Ybasco, F. C., Borders, T. F., Babyak, M. A., & Higgins, R. L. (1996). Development and validation of the state hope scale. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 321-335.
- Snyder, C. R., Rand, K. L. & Sigmon, D. R. (2002). Hope theory. A member of the positive psychology family. In C. R. Snyder & S. J. Lopez (Eds.), *Handbook of positive psychology* (pp. 257-276). New York: Oxford University Press.
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: an interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25, 173-180.
- Thimm, J. C., Holte, A., Brennen, T., & Wang, C. E. (2013). Hope and expectancies for future events in depression. *Frontiers in Psychology*, 4(1), 1-6.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38, 1-10.
- Vaillant, G. E. (2009). *Spiritual evolution: How we are wired for faith, hope, and love*. New York: Three Rivers Press.
- WHOQOL-SRPB Group. (2006). A cross-cultural study of spirituality, religion, and personal beliefs as components of quality of life.

## SOUHRN

**Cíle.** Cílem studie bylo ověřit psychometrické vlastnosti české verze Škály prožívané naděje (Perceived Hope Scale, PHS).

**Soubor a procedura.** Škálu spolu s dalšími metodami měřícími několik souvisejících konstruktů vyplnily tři soubory respondentů ve věku od 18 do 80 let. Celkově bylo do výzkumu zahrnuto 2396 respondentů.

**Statistické analýzy.** Pro ověření vnitřní konzistence byly použity koeficienty reliability Cronbachovo alfa a McDonaldovo omega. Faktorová struktura škály a její diskriminační validita byly ověřovány pomocí konfirmační faktorové analýzy.

**Výsledky.** Škála PHS vykazovala adekvátní reliabilitu a konstruktovou, konvergentní a diskri-

minační validitu. Faktorové náboje všech položek škály PHS u hlavního faktoru byly vyšší než 0,70. Celkový skór PHS významně negativně koreloval s intenzitou depresivních a úzkostných příznaků měřených dotazníkem PHQ-4 ( $r = -0,55$ ). Silný vztah byl nalezen především mezi skórem PHS a mírou optimismu měřeného dotazníkem LOT-R ( $r = 0,72$ ). Česká verze Škály prožívané naděje tedy vykazovala adekvátní psychometrické vlastnosti a lze ji doporučit pro další využití ve výzkumech na dospělé populaci. **Omezení studie.** Hlavním omezením studie byla skutečnost, že se výzkumné soubory skládaly převážně z účastníků ženského pohlaví a osob s vyšší úrovní vzdělání. Nezaměstnaní, rozvedení a ovdovělí jedinci a osoby starší 50 let nebyli dostatečně zastoupeni.

## PŘÍLOHA

### Škála prožívané naděje

Instrukce: Nakolik pro Vás platí níže uvedená tvrzení?

0 = rozhodně nesouhlasím; 1 = spíš nesouhlasím; 2 = mírně nesouhlasím; 3 = mírně souhlasím; 4 = spíš souhlasím; 5 = rozhodně souhlasím

1. V mém životě převažuje naděje nad úzkostí.
2. Moje naděje se obvykle naplňují.
3. Cítím naději.
4. Naděje zvyšuje kvalitu mého života.
5. Ohledně svého života jsem plný/á naděje.
6. I v těžkých časech si dokážu udržet naději.

Skórování PHS. Součet položek dává výsledný skór.