

## Standardizace české verze Škály dispoziční naděje pro dospělé

### Standardization of the Czech version of the Snyder's Adult dispositional hope scale

Marie Ocisková<sup>1\*</sup>, Irena Sobotková<sup>2</sup>, Ján Praško<sup>1</sup>, Vladimír Mihál<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Klinika psychiatrie, Lékařská fakulta Univerzity Palackého v Olomouci, Fakultní nemocnice Olomouc

<sup>2</sup>Katedra psychologie, Filosofická fakulta Univerzity Palackého v Olomouci

<sup>3</sup>Dětská klinika, Lékařská fakulta Univerzity Palackého v Olomouci, Fakultní nemocnice Olomouc

---

#### Abstrakt

Cílem výzkumu bylo přeložit do češtiny Škálu dispoziční naděje pro dospělé, ověřit její psychometrické vlastnosti a vytvořit normy pro interpretaci výsledných skóků. Studie se zúčastnilo 394 zdravých dospělých osob. Průměrný věk probandů činil  $27,1 \pm 11,7$  let. Převažovaly ženy ( $n = 303$ ). Standardizovaná škála se skládá z 12 položek. Čtyři položky měří složku naděje zvanou cesta, čtyři položky měří druhou část naděje, snahu, a zbývající položky jsou distraktory, které nejsou hodnoceny. Všichni účastníci vyplnili tuto škálu, demografický dotazník a Beckův inventář deprese-II. Statistickou analýzu tvořilo několik metod – ověření reliability pomocí Cronbachovy alfy a Spearman-Brownova koeficientu, explorační a konfirmační faktorová analýza, korelace s inventářem deprese a tvorba norem pomocí stenů. Celková míra naděje nesouvisela s věkem, ani pohlavím probandů. Reliabilita byla hodnocena pomocí Cronbachovy alfy ( $\alpha = 0,82$ ) a split-half metody (Spearman-Brownův koeficient = 0,81). Faktorová struktura škály byla potvrzena pomocí explorační i konfirmační faktorové analýzy. Celkový stupeň naděje signifikantně negativně koreloval s mírou příznaků deprese. Byly vytvořeny stenové normy. Česká verze Škály dispoziční naděje pro dospělé vykazuje adekvátní psychometrické vlastnosti a může být používána u dospělé populace.

*Klíčová slova:* Škála dispoziční naděje pro dospělé, naděje, standardizace, psychometrické vlastnosti

#### Abstract

Hope is one of important factors affecting the psychological state of individuals. It influences well-being and self-esteem, academic and athletic performance, and even the probability of repeated incarceration of offenders. It also predicts the efficacy of the

---

\*Korespondenční autor: PhDr. Marie Ocisková, Ph.D., Klinika psychiatrie, Lékařská fakulta Univerzity Palackého v Olomouci, Fakultní nemocnice Olomouc  
E-mail: [marie.ociskova@upol.cz](mailto:marie.ociskova@upol.cz)

systematic psychotherapy of mental disorders, as well as the supportive psychotherapy in patients with oncologic illnesses. Hope has a central position in positive and clinical psychology. The aim of the presented work was to translate the adult dispositional hope scale into Czech, verify its psychometric properties and develop the norms for interpreting the resulting scores. The scale could be helpful both in mental health research and practice. 394 healthy adults participated in the study. The average age of the probands was  $27.1 \pm 11.7$  years. There were more women ( $n = 303$ ; i.e. 76.9 %) than men. The most common level of education was secondary ( $n = 309$ ; 78.4 %). The participants were mainly students ( $n = 273$ ; 69.3 %) or employees and self-employed individuals ( $n = 113$ ; 28.7 %). Most of them were single ( $n = 300$ ; 76.1 %) or married ( $n = 84$ ; 21.3 %). The Adult Dispositional Hope Scale consists of 12 items. Four items measure pathways thinking (i.e. the ability to find ways to achieve one's goals) and four items assess agency (i.e. goal-directed energy). The remaining four items are fillers that are not interpreted. Apart from this scale, all participants completed a demographic questionnaire and the second version of the Beck Depression Inventory. The statistical analyses consisted of the Cronbach's alpha and Spearman-Brown coefficient analysis, the exploratory and confirmatory factor analysis, the correlation between the standardized scale and the Beck Depression Inventory-II, and finally the creation of the norms based on the stens. The overall rate of hope was not statistically significantly associated with the subjects' age (Spearman  $r = -0.06$ , non-significant), nor with their sex (Mann-Whitney U test:  $U = 13,624.5$ , non-significant). Reliability of the whole scale was assessed by using the Cronbach's alpha ( $\alpha = 0.82$ ) and the split-half method (the Spearman-Brown coefficient = 0.81). The inner consistency of both subscales was also adequate (the pathways thinking  $\alpha = 0.71$ , the agency  $\alpha = 0.73$ ). The factor structure of the scale was confirmed by the exploratory and confirmatory factor analysis. Nevertheless, the exploratory factor analysis identified the ninth item of the scale as problematic. It saturated both the pathways thinking and agency subscale, instead of belonging solely under its agency factor. This was also reflected in the confirmatory factor analysis, although all model fit indices reached satisfactory levels. The total score of the adult dispositional hope scale was significantly negatively correlated with the intensity of depressive symptoms (BDI-II) (Pearson  $r = -0.41$ ,  $p < 0.001$ ). The sten norms were created for the score of the whole scale and both subscales. The Czech version of the Adult Dispositional Hope Scale shows adequate psychometric properties and can be used in the adult population. The norms should be applied with caution in individuals, who reached a primary or vocational level of education, and those who are unemployed, divorced, widowed or older than 60 years.

*Keywords:* The Adult Dispositional Hope Scale, hope, standardization, psychometric properties

---

## Úvod

Naděje je zdroj vnitřní síly, k němuž se lidstvo upínalo od nepaměti. Psychologie se nadějí zabývala již od dob Wilhelma Wundta (Snyder, 2000) a v dnešní době se s ní můžeme

setkat nejen v obecné psychologie, ale také v pozitivní psychologii a jejích aplikacích v klinické a poradenské psychologii (např. Linley & Joseph, 2004). Naděje byla identifikovaná jako jedna ze základních charakterových ctností, které pomáhají při zvládání náročných událostí a vytváří odolnost vůči stresu (Park, Peterson, & Seligman, 2004). Pozitivní dopady, které jsou s nadějí spojeny, k ní přitáhly významnou odbornou pozornost (Snyder, 2000).

V průběhu času se vynořila řada rozdílných pojetí naděje. Původní definice ji chápaly čistě jako emoci (Lazarus, 1999; Roth & Hammelstein, 2007). Např. behaviorista Mowrer (1960) definoval naději jako emoci, která je v protikladu vůči strachu. Jedinec, který prožívá naději, necítí strach a naopak. Na základě pozorování krys také usoudil, že naděje se vynořuje v souvislosti s cílesměrným chováním (Mowrer, 1960). Definice naděje, které staví čistě na emocích, jsou však příliš zjednodušující pro její pochopení i příliš jednodimenzionální pro potřeby praxe. Zůstávají v nich opomíjeny významné složky lidské psychiky, jako jsou motivy nebo kognice, a sociální vlivy (Lench, Darbor, & Berg 2013; Bernardo, 2013).

Erikson byl dalším autorem, který se podílel na utváření dnešního způsobu chápání naděje. Definoval ji jako „trvalé přesvědčení o vyplnění vlastních vroucích přání“ (přeloženo z originálu: Erikson, 1964, p. 118). Erikson (1964) umístil naději mezi motivy. Domníval se, že naděje je první ctností, kterou jedinec může během života nabýt (Erikson, 1964).

V oblasti medicíny byl mezi prvními autory zabývajícími se nadějí Menninger (1959). Položil důraz na posilování naděje v průběhu somatické i psychiatrické léčby a byl přesvědčen, že bez úspěšného budování naděje mnohdy není možné dosáhnout příznivých terapeutických výsledků (Menninger, 1959). Podobný názor zastával i Frank (1971), který zařadil naději mezi obecné faktory, které se podílí na účinnosti psychoterapie. Domníval se také, že zvyšování naděje je základní podmínkou účinnosti psychoterapie.

Snyder (2000, 2002) pak formuloval komplexní teorii naděje, která zahrnuje emoce, motivaci, chování i kognice. Definoval naději jako „pozitivní emoční stav, který je založený na vzájemném vztahu mezi tzv. *Snahou* (tzv. *agency*, jinak také energizací osobnosti k dosahování cílů) a *Cestou* (tzv. *pathways thinking*, uvažováním o cestách k cíli)“ (Snyder, 2000, p. 8). Naděje se podle nějvždy vztahuje k cílům v životě (Snyder, 2000). Co se týče místa emocí ve Snyderově teorii, autor se domníval, že k vynoření pozitivních emocí (radosti, štěstí) vedou úspěšné kroky k cíli a jeho dosažení (Snyder et al., 1996). Na počátku však podle Snydera (2000) stojí cílesměrné uvažování a snaha dosáhnout svých cílů, emoce se objevují až potom.

Snaha je první složkou naděje ve Snyderově pojetí. Označuje odhodlání jedince a jeho houževnatost při dosahování cíle. Je to motivační aspekt naděje, který lze charakterizovat myšlenkou „Dosáhnu cíle, ať se stane cokoliv.“ Cesta je druhou základní částí naděje. Vztahuje se ke schopnosti nalézat způsoby, kterými lze dosáhnout cíle (Snyder et al., 1991). Cesta se váže ke kognitivní flexibilitě a zdá se, že její součástí mohou být i strategie zvládání stresu (Ocisková et al., 2015). Cesta a snaha se vzájemně ovlivňují a existuje mezi nimi těsné pouto (Snyder et al., 1991).

Podle Snydera (2000) probíhá budování základní, tzv. dispoziční, míry naděje v prvních letech života. Dítě v tomto věku prozkoumává okolí a postupně se učí zvládat frustraci a nacházet cesty, jak dosáhnout svého cíle. V závislosti na životních okolnostech a výchově pak ustavuje bazální, dispoziční, míru naděje, která zůstává po zbytek života poměrně stabilní.

K jejímu významnému zvýšení, nebo snížení může dojít vlivem mezních událostí, obvykle se však v čase vrací ke své středové hladině (Snyder et al., 1991). To znamená, že je možné měřit naději jako relativně stabilní osobnostní rys, a to i přesto, že se může jevit spíše jako situačně podmíněný jev. Ve skutečnosti v situacích, kdy jedinec vědomě vnímá pocity naděje, dochází k aktivaci již dříve přítomné dispoziční naděje.

Vyšší stupeň naděje je spojován se s menším sklonem podléhat depresivním rozladám (Snyder et al., 1997) a větší osobní pohodou (Diener, 1984). Naděje také predikuje sebeúctu (Halama & Dědová, 2007) a akademickou úspěšnost (Snyder, Rand, & Sigmon, 2002). Na poli psychoterapie se ukázalo, že vyšší míra naděje klientů vede k větší účinnosti léčby (např. Snyder et al., 2002; Snyder et al., 2000). Tento vztah se potvrdil u systematické psychoterapie osob s psychickými poruchami (Irving et al., 2004; Snyder, 2000) i u podpůrné psychoterapie jedinců s nádorovými nemocemi (Lin & Bauer-Wu, 2003). Snyderova teorie naděje byla aplikována jako součást tzv. pozitivní psychoterapie (Shekarabi-Ahari, Younesi, Borjali, & Ansari-Damavandi, 2012) i tradičních psychoterapeutických směrů, jako je kognitivně behaviorální terapie (Snyder et al., 2000; Neenan & Dryden, 2002).

## Cíl výzkumu

Naděje je významným faktorem, který pozitivně ovlivňuje psychický stav jedinců (např. Snyder et al., 1997) i účinnost psychoterapie (např. Snyder, 2000). V Česku dosud nebyla standardizovaná metoda měřící její míru, která by mohla obohatit klinickou i výzkumnou praxi. Cílem výzkumu je zprostředkování jedné z těchto škál českým odborníkům na duševní zdraví a studentům psychologie a příbuzných oborů. V současnosti existuje několik celosvětově užívaných metod měřících naději u dospělých, které prokázaly vyhovující psychometrické charakteristiky. Jedná se především o Snyderovu Škálu dispoziční naděje pro dospělé (Snyder, 2000), Herthovu škálu naděje (Herth, 1991) a Škálu naděje Millera a Powerse (1988). Naším cílem bylo převést metodu, kterou mohou využít odborníci a studenti v různých kontextech. Zvolili jsme proto Škálu dispoziční naděje pro dospělé (*The Adult Dispositional Hope Scale*, Snyder, 2000), která je ze jmenovaných metod jako jediná hojně používána v rozdílných, nejen klinických populacích. Součástí výzkumu byl překlad, ověření jeho psychometrických vlastností a tvorba norem sloužící k interpretaci výsledných skóre.

## Metodika

### *Výzkumný soubor*

Výzkumu se zúčastnilo 394 zdravých dospělých jedinců. Sběr dat byl uskutečněn v období od září 2014 do března 2015. Výběr participantů proběhl metodou sněhové koule. V souboru převažovaly ženy (n = 303; 76,9 %) nad muži (n = 91; 23,1 %). Průměrný věk probandů činil  $27,1 \pm 11,7$  let. Nejmladšímu jedinci bylo 18 let, nejstaršímu pak 75 let. Většina participantů byla ve věku 20 až 29 let (n = 227; 57,6 %). Nejčastějším dosaženým

stupněm vzdělání bylo střední s maturitou (n = 309; 78,4 %). Následovalo vysokoškolské vzdělání (n = 77; 19,5 %), střední odborné (n = 4; 1 %) a základní (n = 2; 0,5 %). Dva účastníci nejvyšší dosažené vzdělání neuvedli. Největší část probandů tvořili vysokoškolští studenti (n = 273; 69,3 %), následovaní zaměstnanci a živnostníky (n = 113; 28,7 %) a jedinci pobírajícími starobní důchod (n = 8; 2 %). Většina účastníků byla svobodná (n = 300; 76,1 %) nebo vdaná, či ženatá (n = 84; 21,3 %). Osm participantů bylo rozvedených (2 %) a dva byli ovdovělí (0,5 %).

### *Metody hodnocení*

*Škála dispoziční naděje pro dospělé (The Adult Dispositional Hope Scale, zkráceně ADHS; Snyder et al., 1991)* – Škála měří naději jako osobnostní rys, který je relativně stabilní v čase (Snyder et al., 2000). Je rutinně užívána v zahraničních výzkumech (např. Creamer et al., 2009; Pacico, Bastianello, Zanon, & Hutz, 2013) a může být používána u osob starších 15 let (Snyder et al., 1991). Skládá se z dvanácti položek – čtyři položky měří *Cestu* (položky č. 1, 4, 6 a 8), čtyři hodnotí *Snahu* (položky č. 2, 9, 10 a 12) a zbývající položky slouží jako distraktory a zůstávají nehodnoceny. Probandi odpovídají na položky výběrem jednoho čísla z osmipoložkové škály podle míry souhlasu s každým tvrzením (Snyder, 2000). Celkové skóre škály se pohybuje v rozmezí 8 až 64 bodů a 48 bodů je považováno za průměrnou míru naděje u neklinické populace (Lopez, Ciarlelli, Coffman, Stone, & Wyatt, 2000).

Míra vnitřní konzistence původní verze škály je dobrá. Hodnoty Cronbachovy alfy se pohybují v rozmezí 0,74-0,84 (Snyder et al., 1991). Vnitřní konzistence subškál je obdobná. Cronbachova alfa se pro subškálu *Cesta* nachází v rozpětí 0,63-0,80 a pro subškálu *Snaha* pak v rozmezí 0,71-0,76 (Snyder et al., 1991). Korelační koeficienty pro dvě opakovaná měření realizovaná s desetitýdenním odstupem se nachází nad hranicí 0,80 (Snyder et al., 1991). Původní standardizační studie aplikovala explorační faktorovou analýzu a potvrdila předpokládanou strukturu škály. Dva identifikované faktory sytily 52-63 % rozptylu celkových hodnot škály (Snyder et al., 1991). Validitu metody potvrdila studie Snydera et al. (1991). V prostředí střední Evropy realizoval Halama (2001) překlad škály do slovenštiny a uvedl podobné psychometrické kvality překladu, jaké vykazala anglická verze škály.

Česká verze škály je dílem práce dvou psychologek a dvou lingvistů. Byly vytvořeny tři nezávislé překlady a následný zpětný překlad škály. Testování psychometrických vlastností první verze škály proběhlo roku 2012 na populaci 166 studentů psychologie Univerzity Palackého v Olomouci a Obchodně podnikatelské fakulty Slezské univerzity v Opavě. Následná psychometrická analýza poukázala na potřebu drobných změn ve znění některých položek. Výsledná druhá verze škály byla použita v tomto výzkumu.

*Beckův inventář deprese – Druhé vydání (Beck Depression Inventory-II, zkráceně BDI-II; Beck, Steer, & Carbin, 1988)* – Škála zahrnuje 21 příznaků deprese a měří míru deprese prožívanou v posledních dvou týdnech. Participanti zaznamenávají, se kterými příznaky se setkali a jak výrazné byly (Beck et al., 1988). Vnitřní konzistence škály administrované neklinické populaci je dobrá (Cronbachova alfa = 0,81; Storch, Roberti, & Roth, 2004). Česká verze škály byla validizovaná a publikovaná Preissem a Vacířem (1999).

### *Statistika*

Statistické analýzy byly realizovány pomocí softwarového programu SPSS 17.0 a AMOS. Deskriptivní statistika byla použita pro demografická data, výpočet průměrných hodnot a analýzu rozložení dat. Rozdíly mezi pohlavím se hodnotily pomocí Mann-Whitneyho U testu. Pearsonův korelační koeficient byl použit k analýze vztahů mezi proměnnými. Spearmanův korelační koeficient sloužil k analýze vztahu mezi věkem a nadějí, a to kvůli neparametrickému rozložení hodnot věku. Analýza reliability spočívala ve výpočtu Cronbachovy alfy a Spearman-Brownova koeficientu. Faktorovou strukturu škály hodnotily explorační a konfirmační faktorová analýza. Vytvořené normy se zakládají na stenech. Základní hranice pro statistickou významnost výsledků byla nastavena na 5 %.

### *Etika*

Všichni participanti podepsali informovaný souhlas s účastí na výzkumu. Studie byla realizovaná v souladu s etickými principy formulovanými Helsinskou deklarací (Světová lékařská asociace, 2013) a Americkou psychologickou asociací (2010).

## **Výsledky**

### *Deskriptivní analýza*

Tabulka 1 znázorňuje průměrné skóry škály a subškál pro celý výzkumný soubor a dílčí skupiny. Průměrná celková míra naděje se blížila hodnotě 48 bodů, průměrnému stupni naděje u americké neklinické populace (Lopez et al., 2000). Je také téměř totožná s Halamovým (2001) průměrem 23 bodů, který naměřil za použití čtyřstupňové Likertovy škály. Průměrné skóry *Cesty* a *Snahy* byly vzájemně vyrovnané. Průměrná míra depresivity, hodnocená pomocí BDI-II, činila  $7,9 \pm 7,0$  bodu, a tedy odpovídala normě (Spren & Strauss, 1991). Nejnižší skór v BDI-II byl nula, nejvyšší pak 35 bodů.

Celková míra naděje nesouvisela statisticky významně s věkem, ani s pohlavím (Tab. 1). Pouze *Cesta* velmi slabě negativně korelovala s věkem, což znamená, že s věkem se může nepatrně snižovat schopnost nalézat způsoby dosažení cílů. Další srovnání mezi skupinami nemohla být realizována kvůli příliš rozdílným počtům probandů ve věkových skupinách, stupních dosaženého vzdělání, pozici na trhu práce a partnerském statusu. Současná data však poukazují na určité trendy. Nižší mírou naděje mohou disponovat především jedinci starší 60 let (kteří zároveň většinou pobírají starobní důchod a je mezi nimi větší procentuální zastoupení vdov a vdovců ve srovnání s mladšími kohortami) a jedinci, jejichž nejvyšší stupeň vzdělání je základní, nebo střední odborné.

Tab. 1 Aritmetické průměry a směrodatné odchylky škály a jejích subškál pro celý výzkumný soubor a jeho dílčí skupiny a rozdíly mezi nimi

ADHS		Celkové skóre	Cesta	Snaha
Celý výzkumný soubor (n = 394)		46,14±7,80	23,03±4,47	23,13±4,26
Pohlaví	Muži (n = 91)	46,16±8,25	23,44±4,69	22,84±4,71
	Ženy (n = 303)	46,13±7,68	22,91±4,40	23,22±4,12
	Mann-Whitneyův U test	U = 13624,5; ns	U = 12708,5; ns	U = 13009,5; ns
Věk		-0,06 <sup>s</sup> ; ns	<b>-0,10<sup>s</sup>; p &lt; 0,05</b>	-0,02 <sup>s</sup> ; ns
Věkové skupiny	18-19 let (n = 70)	46,56±6,10	23,27±3,58	23,29±3,90
	20-29 let (n = 227)	47,19±7,21	23,70±4,26	23,54±3,89
	30-39 let (n = 39)	45,64±6,78	22,13±4,26	23,51±3,43
	40-49 let (n = 26)	41,23±9,13	20,62±4,87	20,62±5,31
	50-59 let (n = 22)	44,67±9,58	21,86±5,25	22,78±4,71
	60+ let (n = 10)	37,20±15,34	18,60±7,52	18,60±8,22
Vzdělání	Základní (n = 2)	39,00±9,89	19,50±4,95	19,50±4,95
	Střední odborné (n = 4)	35,25±9,29	16,50±5,00	18,75±5,06
	Střední s maturitou (n = 309)	46,36±7,87	23,30±4,44	23,09±4,34
	Vysokoškolské (n = 77)	46,03±7,16	22,38±4,32	23,62±3,79
Zaměstnání	Studenti (n = 273)	47,04±7,00	23,65±4,13	23,42±3,91
	Zaměstnaní a živnostníci (n = 113)	44,91±8,17	22,00±4,57	22,91±4,42
	Lidé pobírající starobní důchod (n = 8)	32,75±13,50	16,50±6,80	16,25±7,27
Partnerský status	Svobodní (n = 300)	46,78±7,16	23,39±4,22	23,42±3,95
	Vdané/ženatí (n = 84)	44,22±9,28	21,92±5,06	22,30±5,02
	Rozvedení (n = 8)	44,63±9,56	22,75±4,20	21,88±5,67
	Ovdovělí (n = 2)	37,00±14,14	17,50±9,19	19,50±4,95

Legenda: S = Spearmanův korelační koeficient r

### Reliabilita škály

Reliabilita škály byla hodnocena analýzou vnitřní konzistence a metodou split-half. Cronbachova alfa celé škály i obou subškál se ukázaly být dobré (Tab. 2). Žádná z položek škály nesnižovala celkovou míru vnitřní konzistence. Mezipoložkové korelace se pohybovaly v rozpětí 0,23-0,54. Metoda split-half poukázala na podobně příznivé výsledky (Tab. 2).

Tab. 2 Reliabilita škály

ADHS	Vnitřní konzistence		Metoda split-half
	N	Cronbachova Alfa	Spearman-Brownův koeficient
Celá škála	393	0,82	0,81
Cesta	393	0,71	0,72
Snaha	394	0,73	0,71

### Faktorová analýza škály

Byla realizovaná explorační i konfirmační faktorová analýza. V rámci explorační faktorové analýzy byla použita metoda maximální věrohodnosti s rotací varimax a Kaiserovou normalizací. Dva identifikované faktory vysvětlily 42,8 % rozptylu celkového skóru škály. První faktor (*Cesta*) vysvětlil 22,1 % rozptylu, druhý faktor (*Snaha*) sytil 20,7 % rozptylu. Sedm z osmi analyzovaných položek spadalo do subškály, do níž mělo teoreticky patřit. Výjimku představovala devátá položka, která více saturovala faktor *Cesty* než svůj faktor *Snahy* a která oba tyto faktory sytila nedostatečně (Tab. 3).

Tab. 3 Faktorové zátěže položek škály

Položky	Faktor 1	Faktor 2
<b>Položky cesty</b>		
Položka 1	0,51	0,19
Položka 4	0,54	0,18
Položka 6	0,69	0,40
Položka 8	0,54	0,28
<b>Položky snahy</b>		
Položka 2	0,38	0,57
Položka 9	0,36	0,27
Položka 10	0,35	0,63
Položka 12	0,22	0,74

Položky č. 2, 6, 8 a 10 znatelně sytily i faktor, do něhož nespádaly. Pokud přijmeme Bedfordovo (1997) kritérium dvojitého sycení (cross-loadings), podle něhož významné dvojí sycení nastává tehdy, jakmile je hodnota druhé faktorové zátěže v rozestupu menším než 0,2 od primárního sycení, pak pouze položka č. 2 svědčí pro významné sycení i druhého, „špatného“ faktoru. I ostatní tři položky však znatelně sytily faktor, do něhož neměly spadat. Tento průnik subškál se projevil i v silné korelaci mezi subškálami (Pearsonův korelační koeficient  $r = 0,61$ ,  $p < 0,001$ ) a ve výrazné míře sdíleného rozptylu (Tab. 4).



Konfirmační faktorovou analýzu tvořila aplikace metody maximální věrohodnosti, a to vzhledem k normálnímu rozložení dat (Tab. 4). K výpočtům byla použita korelační matice. Metoda potvrdila teoretické rozložení položek do subškál, nicméně devátá položka saturovala faktor snahy slabě (Tab. 4).

**Tab. 4 Standardizované regresní koeficienty položek škály a sdílený rozptyl mezi subškálami**

Položky	Standardizované regresní koeficienty
<b>Položky cesty</b>	
Položka 1	0,53
Položka 4	0,54
Položka 6	0,83
Položka 8	0,60
<b>Položky snahy</b>	
Položka 2	0,71
Položka 9	0,44
Položka 10	0,73
Položka 12	0,70
Sdílený rozptyl mezi subškálami	0,81

Indexy shody uvedené v Tabulce 5 byly interpretovány podle mezních skóre formulovaných Byrnem (1994), Huem a Bentlerem (1999) a Ulmanem (1996). Všechny indexy poukázaly na dobře strukturovaný model.

**Tab. 5 Indexy shody strukturálního modelu škály v konfirmační faktorové analýze**

	Indexy shody								
	$\chi^2$	df	p	CFI	NFI	GFI	RMSEA	RMR	RFI
Model	18,594	19	0.483	1.00	0.978	0.988	0.04	0.058	0.968

#### *Validita škály*

Byl také ověřen předpokládaný negativní vztah mezi nadějí (ADHS) a mírou deprese (BDI-II). Tabulka 6 ukazuje výsledky korelace mezi proměnnými. Celkový skóre naděje koreloval statisticky významně negativně s příznaky deprese, a to na středně silné úrovni. Vztah mezi nadějí a mírou deprese byl silnější v případě korelace se *Snahou* než s *Cestou* (Tab. 6).

**Tab. 6 Korelace mezi Škálou dispoziční naděje pro dospělé a Beckovým inventářem deprese-II**

	<b>Celkové skóre škály</b>	<b>Cesta</b>	<b>Snaha</b>
BDI-II	-0,41 <sup>p</sup> ; p < 0,001	-0,33 <sup>p</sup> ; p < 0,001	-0,44 <sup>p</sup> ; p < 0,001

*Legenda: p = Pearsonův korelační koeficient r*

### Normy

Posledním krokem byla tvorba norem k interpretaci výsledného skóru škály a subškál. Základem norem se staly steny, a to kvůli relativně úzkému rozptylu hodnot, které škála může nabývat. Kvůli absenci signifikantního vztahu mezi pohlavím či věkem a nadějí byly vytvořeny univerzální normy pro dospělé. Pro způsob sběru dat, nepoměr mezi pohlavím a nízké zastoupení některých skupin dospělé populace však musí být skóry podle norem interpretovány opatrně, pokud budou použity právě u těchto skupin (starší jedinci, rozvedení nebo lidé s nižším vzděláním). V tabulce 7 jsou znázorněny stenové normy pro celkový skór škály i subškály. Steny v rozmezí 4 až 6 bodů svědčí pro průměrnou míru naděje ve srovnání se standardizačním souborem. Hodnoty vyšší, nebo nižší pak odpovídají významně vyšší, nebo nižší naději ve vztahu k normám.

**Tab. 7 Normy pro celkové skóre škály a subškály**

<b>Celkové skóre škály</b>		<b>Cesta</b>		<b>Snaha</b>	
<b>Hrubé skóre</b>	<b>Sten</b>	<b>Hrubé skóre</b>	<b>Sten</b>	<b>Hrubé skóre</b>	<b>Sten</b>
Do 30	1	Do 14	1	Do 14	1
31-34	2	15-16	2	15-16	2
35-38	3	17-18	3	17-18	3
39-42	4	19-20	4	19-21	4
43-46	5	21-23	5	22-23	5
47-50	6	24-25	6	24-25	6
51-53	7	26-27	7	26-27	7
54-57	8	28-29	8	28-29	8
58-61	9	30-31	9	30-31	9
62-64	10	32	10	32	10

### Skórování

Skóre pro subškálu *Cesta* se dosáhne součtem zaškrtnutých Likertových stupňů u položek č. 1, 4, 6 a 8. Skóre pro *Snahu* lze docílit obdobně, pouze se sečtou položky č. 2, 9, 10 a 12. Celkové skóre se pak získá součtem hodnot u všech osmi zmíněných položek. Položky č. 3, 5, 7 a 11 zůstávají nehodnoceny. V Tabulce 8 je uvedeno české znění škály.

**Tab. 8 České znění Škály dispoziční naděje pro dospělé**

**Instrukce:** Přečtěte si, prosím, pozorně jednu položku po druhé. **Ke každé položce vyberte jednu možnost z níže uvedené škály** – to číslo, které Vás v konkrétní položce nejlépe vystihuje. Zapište ho na vyznačené prázdné místo vedle čísla položky.

**1 = naprosto nepravdivé**

**2 = většinou nepravdivé**

**3 = spíše nepravdivé**

**4 = mírně nepravdivé**

**5 = mírně pravdivé**

**6 = spíše pravdivé**

**7 = většinou pravdivé**

**8 = naprosto pravdivé**

- \_\_\_ 1. Umím vymyslet hodně způsobů, jak se dostat z průšvihů.
- \_\_\_ 2. Energicky se snažím dosáhnout svých cílů.
- \_\_\_ 3. Většinu času se cítím unavený(á).
- \_\_\_ 4. Existuje mnoho způsobů, jak se vypořádat s problémem.
- \_\_\_ 5. V hádce snadno prohrávám.
- \_\_\_ 6. Dokážu vymyslet mnoho možností, jak dosáhnout v životě toho, co je pro mě důležité.
- \_\_\_ 7. Dělán si starosti o své zdraví.
- \_\_\_ 8. I když se ostatní nechají odradit, vím, že dokážu najít způsob, jak problém vyřešit.
- \_\_\_ 9. Mé dřívější zážitky mě dobře připravily na budoucnost.
- \_\_\_ 10. Dosud jsem byl(a) v životě dost úspěšný(á).
- \_\_\_ 11. Často se přistihnu, jak se nad něčím trápím.
- \_\_\_ 12. Dosahuji cílů, které si stanovuji.

## Diskuze

Cílem této studie byla tvorba české verze Škály dispoziční naděje pro dospělé. Standardizačního výzkumu se zúčastnilo 394 zdravých dospělých jedinců. V souboru převažovaly ženy (76,9 %), osoby mladší 40 let (85,3 %) a studenti (69,3 %) nebo zaměstnanci a živnostníci (28,7 %). Výzkumu se nezúčastnili nezaměstnaní lidé a pouze osm participantů (2 %) pobíralo v době sběru dat starobní důchod. Také pouze osm jedinců (2 %) bylo rozvedených a dva byli ovdovělí (0,5 %). Některé dílčí skupiny dospělé populace tedy nebyly dostatečně zastoupeny.

Podle předpokladu se ukázalo, že neexistuje statisticky významný rozdíl mezi průměrnou mírou naděje u mužů a u žen. Tento výsledek je v souladu s původními výzkumy Snydera (zejména Snyder et al., 1991; Bailey & Snyder, 2007). Snyder (2000) také ve své knize o naději přímo napsal, že v otázkách naděje se mezi sebou pohlaví neliší.

Věk probandů nebyl významně spojen s jejich mírou naděje. Pouze *Cesta* signifikantně negativně korelovala s věkem, ale velmi mírně. Bailey a Snyder (2007) zjistili, že Američané starší 54 let měli tendenci skórovat nižší míru naděje ve srovnání s mladšími jedinci. Na druhé straně Moraitou, Kolovou, Papasozomenou a Paschoula (2006) uvedli, že u řeckých seniorů ve věku od 60 do 93 let s věkem narůstala i jejich průměrná míra naděje. Jejich korelační

koeficienty vztahu mezi věkem a nadějí však byly slabé. Jedno z možných vysvětlení rozdílných výsledků našeho výzkumu a práce obou citovaných studií může spočívat v odlišnosti výzkumných souborů, s nimiž se pracovalo. Zatímco Bailey a Snyder (2007) se zabývali dospělými jedinci převážně ve věku od 35 do 54 let, Moraitou et al. (2006) se zaměřili na populaci starších dospělých a účastníci naší studie byli nejčastěji ve věku 20 až 29 let. Naše hrubá data naznačují, že lidé starší 60 let mohou mít sklony k nižší naději, což by bylo v souladu se závěrem výzkumu Baileyho a Snydera (2007). Potvrzení vztahu mezi nadějí a věkem u starších dospělých však zůstává námětem pro další výzkum.

Podobné omezení v interpretaci je i ve vztahu k dalším skupinám dospělé populace. Budoucí výzkum by se měl zabývat nadějí u osob, které jsou nezaměstnané, rozvedené nebo ovdovělé. Výzkum Baileyho a Snydera (2007) naznačil, že lidé, kteří jsou rozvedení nebo ovdovělí, vykazují nižší míru naděje ve srovnání s těmi, kdo podobnou ztrátou neprošli. Přestože v tomto výzkumu hrubá data poukázala na stejný trend, k ověření platnosti tohoto zjištění u české populace bude potřeba další studie.

Většina psychometrických charakteristik škály nabývala podobných hodnot, jaké vykázali Snyder et al. (1991) ve standardizaci původní verze škály. Míra vnitřní konzistence škály i subškál se nacházela v rozmezí hodnot uvedených Snyderem et al. (1991). Omezením našeho výzkumu je skutečnost, že nebylo realizováno opětné měření pro ověření stability škály v čase. Metodologie výzkumu byla založená na anonymitě a sběru dat formou sněhové koule, což znemožnilo možnost spárování výsledků prvního a druhého měření.

Faktorová struktura škály ukázala relativně přijatelné výsledky. Dva faktory vysvětlily 42,8 % rozptylu skóre škály. Snyder et al. (1991) uvedli, že hodnota vysvětlených rozptylů se u anglické verze škály pohybovala v rozmezí 52 až 63 %. Dosažený výsledek je tedy nižší než v případě původní verze. Je možné, že nižší hodnota souvisí s interkulturními a jazykovými rozdíly a nemusí být projevem nedostatků překladu. Naplnili jsme však Gorsuchovo kritérium (1983) pro validní strukturu metody, a lze ji tedy považovat za uspokojivou.

Téměř všechny položky škály sytily faktor, do něhož měly spadat. Výjimku představovala devátá položka, která saturovala faktor cesty více než faktor snahy a která sytila obě subškály nedostatečně. Zřejmě tedy měří mírně odlišný jev než zbývající položky škály. To se také projevilo v konfirmační faktorové analýze. Obě subškály byly významně propojené. Identifikovali jsme silnou pozitivní korelaci mezi subškálami (Pearsonovo  $r = 0,61$ ,  $p < 0,001$ ) a výrazný sdílený rozptyl. Pro významné propojení obou faktorů svědčí i skutečnost, že několik položek škály (položky č. 2, 6, 8 a 10) znatelně sytilo i sekundární faktor a položka č. 2 dokonce významně. Co se týče síly korelačního koeficientu mezi subškálami, podobně těsný vztah uvádí i Snyder et al. (1991) a Halama (2001). Teoreticky se jedná o projev chyby v překladu škály, je však také možné, že jde o projev samotné konstrukce škály. Zdá se nicméně, že skutečnost, že se devátá položka rozdělila mezi obě subškály, a znatelné propojení obou subškál nemá větší praktický dopad.

Validita metody byla analyzovaná pomocí korelace mezi nadějí a mírou deprese (BDI-II) (Preiss & Vacíř, 1999). Tento vztah se ukázal být středně silný (Pearsonovo  $r = -0,41$ ,  $p < 0,001$ ), což odpovídá výsledkům podobných měření v dalších výzkumech (Snyder, 2000; Snyder et al., 1997). Zjistili jsme, že aktuální míra příznaků deprese souvisí těsněji se *Snahou* než s *Cestou*. Toto zjištění může souviset s hypobulií a všeobecným nedostatkem energie, které patří mezi časté příznaky deprese (Světová zdravotnická organizace, 1992). Potíže

s pozorností, pamětí či exekutivními funkcemi zase mohou částečně vysvětlovat existenci statisticky významného negativního vztahu mezi mírou deprese a *Cestou* (Světová zdravotnická organizace, 1992; DeBattista, 2005).

Hlavními limity standardizačního výzkumu Škály dispoziční naděje pro dospělé jsou nedostatečné zastoupení některých skupin obyvatel (nezaměstnaní, rozvedení, ovdovělí, lidé starší 60 let a jedinci se základním nebo středním odborným vzděláním), významný nepoměr mezi pohlavím a sběr dat metodou sněhové koule. Omezením je také absence ověření stability škály v čase a skutečnost, že jedna z položek škály významně sytila obě subškály namísto jedné. Při užívání norem by měla být brána v potaz omezení tohoto výzkumu.

## Závěr

V České republice dosud nebyla dostupná česká verze škály, která by měřila míru naděje. V tomto výzkumu jsme přeložili Škálu dispoziční naděje pro dospělé do českého jazyka. Prokázali jsme vyhovující psychometrické vlastnosti překladu a stanovili stenové normy sloužící k interpretaci skóre u dospělé populace. Metoda může sloužit odborníkům na psychické zdraví, a to v rovině výzkumu i praxe.

## Literatura

- Americká psychologická asociace (2010). *Ethical principles of psychologists and code of conduct*. Získáno z <http://www.apa.org/ethics/code/principles.pdf>.
- Bailey, T. C., & Snyder, C. R. (2007). Satisfaction with life and hope: A look at age and marital status. *The Psychological Record*, 57, 233-240.
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Carbin, M. G. (1988). Psychometric properties of the Beck Depression Inventory: Twenty-five years of evaluation. *Clinical Psychology Review*, 8(1), 77-100.
- Bedford, A. (1997). On Clark-Watson's tripartite model of anxiety and depression. *Psychological Reports*, 80(1), 125-126.
- Bernardo, A. B. (2013). Hope grounded in belief: Influences of reward for application and social cynicism on dispositional hope. *Scandinavian Journal of Psychology*, 54(6), 522-528.
- Byrne, B. M. (1994). *Structural equation modeling with EQS and EQS/Windows*. Thousand Oaks: Sage Publications.
- Creamer, M., O'Donnell, M. L., Carboon, I., Lewis, V. J., Densley, K., McFarlane, A., ... Bryant, R. (2009). Evaluation of the Dispositional Hope Scale in injury survivors. *Journal of Research in Personality*, 43(4), 613-617.
- DeBattista, C. (2005). Executive dysfunction in major depressive disorder. *Expert Review of Neurotherapeutics*, 5(1), 79-83.
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95, 542-575.
- Erikson, E. H. (1964). *Insight and responsibility*. New York: Norton.
- Frank, J. D. (1971). Therapeutic factors in psychotherapy. *American Journal of Psychotherapy*, 25, 350-361.
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor analysis*. Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates.
- Halama, P. (2001). Slovenská verzia Snyderovej Škály nádeje: Preklad a adaptácia. *Československá psychologie*, 45(2), 135-141.

- Halama, P., & Dědová, M. (2007). Meaning in life and hope as predictors of positive mental health: Do they explain residual variance not predicted by personality traits? *Studia Psychologica*, 49(3), 191-200.
- Herth, K. (1991). Development and refinement of an instrument to measure hope. *Scholarly Inquiry for Nursing Practice*, 5(1), 39-51.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cut off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
- Irving, L. M., Snyder, C. R., Cheavens, J., Gravel, L., Hanke, J., Hilberg, P., & Nelson, N. (2004). The relationship between hope and outcomes at the pretreatment, beginning, and later phases of psychotherapy. *Journal of Psychotherapy Integration*, 14(4), 419-443.
- Lazarus, R. S. (1999). Hope: An emotion and a vital coping resource against despair. *Social Research*, 66(2), 653-678.
- Lench, H. C., Darbor, K. E., & Berg, L. A. (2013). Functional perspective on emotion, behavior, and cognition. *Behavioral Sciences*, 3(4), 536-540.
- Lin, H. R., & Bauer-Wu, S. M. (2003). Psycho-spiritual well-being in patients with advanced cancer: An integrative review of the literature. *Journal of Advanced Nursing*, 44(1), 69-80.
- Linley, P. A., & Joseph, S. (Eds.). (2004). *Positive psychology in practice*. Hoboken: Wiley.
- Lopez, S. J., Ciarlelli, R., Coffman, L., Stone, M., & Wyatt, L. (2000). Diagnosing for strengths: On measuring hope building blocks. In C. R. Snyder (Ed.), *Handbook of hope: Theory, measures and applications* (pp.57-85). San Diego: Academic Press.
- Menninger, K. (1959). The academic lecture: Hope. *American Journal of Psychiatry*, 109, 481-491.
- Miller, J. F., & Powers M. J. (1988). Development of an instrument to measure hope. *Nursing Research*, 37(1), 6-10.
- Moraitou, D., Kolovou, C., Papisozomenou, C., & Paschoula, C. (2006). Hope and adaptation to oldage: Their relationship with individual-demographic factors. *Social Indicators Research*, 76, 71-93.
- Mowrer, O. H. (1960). *Learning theory and behavior*. New York: Wiley.
- Neenan, M., & Dryden, W. (2002). *Cognitive behaviour therapy*. London: Whurr.
- Ocisková, M., Praško, J., Kamarádová, D., Grambal, A., Kasalová, P., Sigmundová, Z., ... Vrbová, K. (2015). Coping strategies, hope, and treatment efficacy in pharmaco-resistant inpatients with neurotic spectrum disorders. *Neuropsychiatric Disease and Treatment*, 11, 1191-1201.
- Pacico, J. C., Bastianello, M. R., Zanon, C., & Hutz, C. S.. Adaptation and validation of the Dispositional Hope Scale for adolescents. *Psicologia Reflexão e Crítica*, 26(3), 488-492.
- Park, N., Peterson, C., & Seligman, M. E. P. (2004). Strengths of character and well-being. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 23(5), 603-619.
- Preiss, M., & Vacíř, K. (1999). *Beckova sebezposuzovací škála depresivity pro dospělé – BDI-II*. Brno: Psychodiagnostika.
- Roth, M., & Hammelstein, P. (2007). Hope as an emotion of expectancy: First assessment results. *GMS Psychosocial Medicine*, 4, Doc05.
- Shekarabi-Ahari, G., Younesi, J., Borjali, A., & Ansari-Damavandi, S. (2012). The effectiveness of group hope therapy on hope and depression of mothers with children suffering from cancer in Tehran. *Iranian Journal of Cancer Prevention*, 5(4), 183-188.
- Snyder, C. R. (1995). Conceptualising, measuring and nurturing hope. *Journal of Counseling and Development*, 73, 355-360.
- Snyder, C. R. (2000). *Handbook of hope*. San Diego: Academic Press.
- Snyder, C. R., Harris, C., Anderson, J. R., Holleran, S. A., Irving, L. M., Sigmon, S. X., ... 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(4), 570-585.

- Snyder, C. R., Hoza, B., Pelham, W. E., Rapoff, M., Ware, L., Danovsky, M., ... Stahl, K. J. (1997). The development and validation of the Children's Hope Scale. *Journal of Pediatric Psychology*, 22(3), 399-421.
- Snyder, C. R., Ilardi, S. S., Cheavens, J., Michael, S. T., Yamhure, L., & Simpson, S. (2000). The role of hope in cognitive-behavioral therapies. *Cognitive Therapy and Research*, 24(6), 747-762.
- Snyder, C. R., Rand, K. L., & Sigmon, D. R. (2002). Hope theory: A member of positive psychology family. In C. R. Snyder & S. J. Lopez (Eds.), *Handbook of positive psychology* (pp. 257-276). New York: Oxford University Press.
- Snyder, C. R., Simpson, 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(2), 321-335.
- Snyder, C. R., Shorey, H. S., Cheavens, J., Pulvers, K. M., Adams, V. H., & Wiklund, C. (2002). Hope and academic success in college. *Journal of Educational Psychology*, 94(4), 820-826.
- Spreen, O., & Strauss, E. (1991). *A compendium of neuropsychological tests*. New York: Oxford University Press.
- Storch, E. A., Roberti, J. W., & Roth, D. A. (2004). Factor structure, concurrent validity, and internal consistency of the Beck Depression Inventory – Second Version in a sample of collegestudents. *Depression and Anxiety*, 19(3), 187-189.
- Světová lékařská asociace (2013). *WMA declaration of Helsinki: Ethical principles for medical research involving human subjects*. Získáno z <http://www.wma.net/en/30publications/10policies/b3/>.
- Světová zdravotnická organizace (1992). *The ICD-10 Classification of mental and behavioural disorders: Clinical descriptions and diagnostic guidelines*. Ženeva: Světová zdravotnická organizace.
- Ullman, J. B. (1996). Structural equation modeling. In B. G. Tabachnick & L. S. Fidell (Eds.), *Using multivariate statistics, Third Edition* (pp. 709-819). New York: Harper Collins College Publishers.