

Metodické studie

PSYCHOMETRICKÉ VLASTNOSTI ČESKÉ VERZE DOTAZNÍKU OBECNÉ SELF-EFFICACY¹ U POPULACE HOSPITALIZOVANÝCH PACIENTŮ

LENKA HODAČOVÁ¹, HYNEK CÍGLER², EVA VACHKOVÁ¹, JIŘÍ MAREŠ¹

¹Univerzita Karlova v Praze, Lékařská fakulta v Hradci Králové, Ústav sociálního lékařství

²Masarykova univerzita, Fakulta sociálních studií, Katedra psychologie

ABSTRACT

The psychometric properties of the Czech version of the General Self-Efficacy Scale in hospitalized patients

*L. Hodačová, H. Cíglér, E. Vachková,
J. Mareš*

Objectives. The aim of this study was to analyze the psychometric properties of the Czech version of the General Self-Efficacy Scale (GSES) in the group of hospitalized patients.

Sample and setting. The sample contained 386 respondents hospitalized in the Faculty hospital Hradec Kralove. The Czech version of GSES was used.

Statistical analysis. All the analyses were performed in the R environment. Factor structure was tested using Item Response Theory (IRT), namely two-parameters Graded Response model. This model was used also for testing measurement invariance for men and women. T-tests and linear model to test relation between GSES and demographical variables were used. Percentile norms were constructed using kernel smoothed cumulative distribution for men and women separately.

Results. The score of the scale ranged from 15 to 40 points with an average of $M = 30.86$ ($SD = 6.05$). The results suggest that the Czech version of the GSES has satisfactory psychometric properties, the internal consistency is on high level (Cronbach's $\alpha = 0.924$; $\omega_1 = 0.938$).

Even though the analysis of the structure of the questionnaire showed to be slightly two-dimensional, the correlation of the two factors is quite high. This implies the potential of working with one universal questionnaire score. Of all monitored variables, only gender had statistically significant influence over the perceived self-efficacy, the scale was invariant for both genders. The differences between clinics were very small, only the respondents from psychiatric clinic achieved statistically significant lower score.

Study limitations. The limits of the study come from its cross-sectional character and the fact that the choice of respondents was not representative. Data are based on subjective statements coming from respondents hospitalized with various health problems.

key words:

self-efficacy,
psychometrics,
General Self-Efficacy Scale,
Item Response Theory,
hospitalized patients

klíčová slova:

self-efficacy,
psychometrické vlastnosti,
Dotazník obecné self-efficacy,
teorie odpovědi na položku,
hospitalizovaní pacienti

Došlo: 1. 10. 2019; L. H., Univerzita Karlova v Praze, Lékařská fakulta v Hradci Králové, Ústav sociálního lékařství, Šimkova 870, 500 38 Hradec Králové; e-mail: hodacova@lfhk.cuni.cz
Podpořeno programem PROGRES Q 40-09 a projektem AZV č. 16-28174A.

¹ Z terminologického pohledu činí překlad do češtiny značné problémy. Setkáváme se s výrazy „sebeuplatnění“ (Janoušek, 1992), „vnímaná sebe-výkonnost“ (Nakonečný, 1996), „vnímaná osobní účinnost“ (Hoskocová, 2006), „vnímaná vlastní zdatnost“ (Mareš, 2013) aj.

ÚVOD

Jednou z hlavních součástí vysoce kvalitní zdravotní péče je tzv. péče zaměřená na pacienta (patient-centered care). Zdravotničtí pracovníci si uvědomují požadavky, potřeby a preference jednotlivých pacientů, respektují je a správně na ně reagují. Společně s pacienty pak volí takovou péči, která nejlépe odpovídá individualitě a konkrétním okolnostem daných pacientů (Entwistle, Watt, 2006; Gremigni, Casu, Sommaruga, 2016; Illingworth, 2016). Důležitou složku výrazně se na této péči podílející představuje aktivace samotného pacienta, který je povzbuzován, aby kladl otázky, převzal iniciativu k získávání informací a aktivně se podílel na léčbě nemoci (Gremigni, Casu, Sommaruga, 2016). Zatímco značné úsilí ve výzkumu se věnovalo spíše zkoumání komunikačních dovedností a stylů lékařů, mnohem méně pozornosti bylo věnováno self-efficacy a dovednostem samotných pacientů v interakcích s lékaři (Kloster et al., 2012).

Self-efficacy (SE) je jedním z široce studovaných psychologických konceptů a patří mezi základní komponenty Bandurovy sociálně kognitivní teorie (Bandura, 1977, 2001; Champion et al., 2013). Je definována jako individuální víra ve vlastní schopnost dosáhnout cíle (Bandura, 1977, 1986, 1997). Jedná se tedy o optimistický pocit osobní kompetence, o víru ve schopnost organizovat a provést potřebné kroky k dosažení určitého výsledku či zvládnutí situace (Bandura, 2006; Juarez, 2008).

Self-efficacy ovlivňuje myšlení i citění lidí, je prediktorem chování, které vede k výběru aktivity a motivaci (Bandura, 2006; Nilsson, Hagell, Iwarsson, 2015). Míra SE určuje, jaké úsilí i kolik času jedinec vynaloží na řešení problému, tak aby dosáhl očekávaného výsledku či cíle (Bandura, 1977; Bandura, Adams, 1997; Champion et al., 2013), jak dlouho vydrží tváří v tvář překážkám a komplikujícím okolnostem. Pomáhá vyrovnat se s neúspěchem a určuje, zda jedinec pohlíží na situaci jako na hrozbu nebo na výzvu (Bandura, Adams, 1997; Champion et al., 2013; Scholz et al., 2002). Lidé s vyšší mírou SE si vybírají náročnější cíle, mají tendenci k optimistickým scénářům, jsou schopni investovat větší úsilí a vydrží déle než lidé s nižší SE, při nezdaru se rychleji vzpamatují a dokáží dodržet závazky vůči svým cílům (Scholz et al., 2002). Naopak lidé s nízkou SE mohou odmítnout určitý úkol pro nedostatek víry ve vlastní schopnost, což vede k nekonání a následně se může rozptáčet bludný kruh směrem k dalším pochybnostem o sobě, o svých schopnostech, kapacitách. Tito lidé jsou pak snadněji stresováni a častěji depresivní než lidé s vysokou SE (Bandura et al., 1999; Lönnfjord, Hagquist, 2018; Schunk, 1991; Singh, Udainiya, 2009).

Míra SE hraje významnou roli i ve vztahu ke zdraví (Bandura, 1997; Scholz et al., 2002; Schwarzer, 1992), je prediktorem chování (Juarez, 2008), včetně chování zdravotního (Klooster et al., 2012; Kristjansson et al., 2007; Maliski et al., 2004; Zandbelt et al., 2007). SE hraje významnou roli v self-managementu při zvládnání nemocí, zejména u chronických a polymorbidních pacientů (Finney Ruten et al., 2016; Rompell et al., 2013). Vysoká míra SE přispívá k uzdravení po operaci (Klooster et al., 2012), má příznivý vliv na pohodu (Beaton et al., 2000; Klooster et al., 2012) a kvalitu života, zlepšuje funkční schopnosti pacientů a je důležitá v prevenci komplikací a zhoršování zdravotního stavu (Finney Ruten et al., 2016; Zhao et al., 2016), ovlivňuje compliance pacienta a jeho schopnost dodržovat léčbu, souvisí s nižší vnímanou intenzitou bolesti, lepším subjektivně vnímaným zdravím, vyšší životní spokojeností a vyšší úrovní fyzické aktivity (Bonetti et al., 2002; Luszczynska, Guitierrez, 2005; Nilsson, Hagell, Iwarsson, 2015; Schwarzer et al., 1997), je důležitá při adaptaci na stres (Rompell et al., 2013). Pozitivní korelace byla zjištěna mezi SE a sebehodnocením, optimismem (Juarez, 2008; Schwarzer et al., 1997). Naopak nízká míra SE koreluje s depresí, úzkostí, bezmocí (Nilsson, Hagell, Iwarsson, 2015; Sholz et al., 2002).

Podle Bandury existují čtyři hlavní zdroje ovlivňující SE – vlastní zkušenosti úspěchu; hodnocení zvládnutí podobné situace druhými lidmi; role okolí a jeho povzbuzování jedince k dosažení cíle; vlastní kondice jedince (Bandura, 1977; Scholz et al., 2002).

Koncept SE byl použit ve výzkumu v řadě různých oblastí včetně problematiky související se zdravím. SE je vnímána a studována ze dvou různých pohledů. Jako konstrukt specifický (tedy víra jedince ve své schopnosti zvládnout určitou situaci vážící se ke specifické oblasti) ji chápe především Bandura (Juarez, 2008; Scholz et al., 2002). Znamená to, že člověk může v jedné situaci vykazovat vysokou SE, a v jiné naopak nízkou. Na základě této teorie vznikla celá řada nástrojů měřících SE v jednotlivých oblastech (Lönnfjord, Hagquist, 2018). Jiní autoři termín uchopili v širším a globálnějším smyslu a považují SE za koncept obecný – který ukazuje na celkovou důvěru ve schopnosti člověka vyrovnat se s různým spektrem náročných nebo nových situací (Schwarzer, Fuchs, 1995). SE je zde chápána jako široký a stabilní pocit osobní kompetence efektivně zvládnout rozmanité množství stresových situací (Schwarzer 1992; Schwarzer, Fuchs, 1995), koncept složený ze zkušeností na podkladě úspěšných a neúspěšných událostí. Je argumentováno, že zkušenosti s úspěchem nebo selháním v různých situacích by měly vyústit v jednotný obecný druh vnímání vlastní účinnosti, soběstačnosti (Nilsson, Hagell, Iwarsson, 2015; Sherer, Maddux, 1982).

Pro sledování obecné SE (obecně vnímané vlastní účinnosti) existuje několik nástrojů (Lönnfjord, Hagquist, 2018). Jedním z nich je dotazník General Self-Efficacy Scale (Dotazník obecné self-efficacy), který vyvinuli Schwarzer a Jerusalem (1995). Dotazník GSES byl vytvořen za účelem posouzení obecného pocitu vnímání vlastní účinnosti s cílem předvídat svoji schopnost zvládat každodenní potíže a přizpůsobit se různým druhům stresujících životních událostí. Původní verze dotazníku z roku 1979 obsahovala 20 položek. Následně v roce 1981 byl dotazník zkrácen na deset položek (Scholz et al., 2002; Schwarzer, Jerusalem, 1995). Tato verze dotazníku byla přeložena do 31 jazyků (jednotlivé jazykové verze dotazníku jsou dostupné na <http://userpage.fu-berlin.de/health/selfscal.htm>) a je používána v řadě studií (Juarez 2008; Lönnfjord, Hagquist, 2018). V mnoha zemích byly prokázány dobré psychometrické vlastnosti dotazníku (Luszczynska, Scholz, Schwarzer, 2005; Lönnfjord, Hagquist, 2018; Nilsson, Hagell, Iwarsson, 2015; Scholz et al., 2002). Je považován za homogenní, univerzální a spolehlivý nástroj k měření obecné SE (Juarez 2008; Lönnfjord, Hagquist, 2018; Nilsson, Hagell, Iwarsson, 2015).

Do češtiny dotazník přeložil Jaro Křivohlavý (Křivohlavý, Schwarzer, Jerusalem, 1993). Cílem naší práce bylo zjištění psychometrických vlastností Dotazníku obecné self-efficacy (General Self-Efficacy Scale – GSES) u populace českých hospitalizovaných pacientů. Na základě našich znalostí dosud nebyla v českých podmínkách provedena validní vědecká analýza včetně zhodnocení jeho psychometrických vlastností. Naše studie byla sondou v rámci širšího výzkumného šetření, které se zabývalo problematikou individualizované péče u hospitalizovaných pacientů, a to ze tří pohledů – míry individualizace péče, vlastního pohledu pacientů na jejich schopnost vyrovnat se s potížemi a jak svůj pohled na potíže dokáží prezentovat navenek.

METODA

Vzorek

V naší práci byla použita data od pacientů hospitalizovaných ve Fakultní nemocnici Hradec Králové. Sběr dat proběhl na jaře a v létě 2018 na sedmi klinikách FN HK. Kliniky byly vybrány tak, aby bylo pokryto široké spektrum různých nemocí u paci-

entů. Žádná z oslovených klinik spolupráci neodmítla. Dotazníky byly distribuovány ve spolupráci s vrchními sestrami příslušných klinik a ve spolupráci se sestrami jednotlivých oddělení, které dotazníky distribuovaly přímo pacientům. Vyplněné dotazníky byly odevzdány na vyhrazené místo. Na každou kliniku bylo distribuováno 60 dotazníků (tedy celkem 420 dotazníků), vrátilo se 386 vyplněných dotazníků; návratnost činila 91 %. Dotazníky byly dány pacientům na základě jejich souhlasu, ochoty a schopnosti dotazník vyplnit. Osloveni byli všichni pacienti nezávisle na věku (mimo osob, jejichž zdravotní stav vyplnění dotazníku nedovoloval).

Vzorek tvořilo 386 osob ze sedmi různých klinik, z toho 153 mužů (40 %) a 232 žen (60 %). Počet respondentů z jedné kliniky varioval v rozpětí 35–77 osob. Vzorek rovněž zahrnoval 51 (13 %) respondentů hospitalizovaných na jednotce intenzivní péče; dva z nich byli z dětské kliniky. Datový soubor neobsahoval žádná chybějící data a žádní respondenti nebyli z výzkumného vzorku vyřazeni.

Věk respondentů byl zaznamenáván v 7 kategoriích a pohyboval se od 15 do 87 let; z čehož 35 (9 %) respondentů bylo ve věku 15–18 let (hospitalizováni na dětské klinice); dospělých pacientů hospitalizovaných na ostatních šesti klinikách bylo 351 (91 %). Popis vzorku podle věku obsahuje tab. 1. Muži byli nepatrně starší než ženy, Wilcoxonův – Mannův – Whitneyho test $p(386) = 0,020$, efekt byl však malý, $r = 0,119$. Ve vzorku dospělých osob mělo 22 (6 %) pouze základní vzdělání, 138 (36 %) bylo vyučeno, 131 (34 %) mělo maturitu, 15 (4 %) VOŠ a 44 (11 %) mělo univerzitní vzdělání. Při zohlednění věku a pohlaví vzorek po této stránce přibližně odpovídá české populaci (základní vzdělání 19 %, 35 % vyučeno, 33 % maturita nebo VOŠ a 13 % VŠ; ČSÚ, 2020). Muži a ženy se nelišili z hlediska vzdělání, Wilcoxonův test $p(351) = 0,814$, ale s rostoucím věkem se vzdělanost vzorku snižovala, Kendallův koeficient pořadové korelace $\tau = -,102$, $p(351) = 0,026$.

Tab. 1 Rozložení výzkumného souboru podle věku

	15-16		17-18		19-29		30-49		50-69		70-79		80 a více	
muž	6	4%	5	3%	8	5%	31	20%	73	47%	23	15%	8	5%
žena	14	6%	10	4%	20	9%	66	28%	78	34%	38	16%	6	3%

Nástroje

Použili jsme českou verzi Dotazníku obecné self-efficacy (General Self-Efficacy Scale – GSES) z roku 1993 od profesora Křivohlavého, nicméně v textu jsme udělali nepatrné jazykové úpravy odpovídající současné češtině tak, aby smysl a obsah zůstaly zachovány (viz příloha 1). Dotazník obsahuje deset položek, přičemž odpovědi se pohybují na škále 1–4, kde 1 = nesouhlasím, 2 = spíše nesouhlasím, 3 = spíše souhlasím, 4 = souhlasím. Celkový skóre, tedy součet všech 10 položek, se pohybuje od 10 do 40; vyšší hodnoty znamenají vyšší SE.

Statistické analýzy

Veškeré analýzy byly provedeny v prostředí R za pomoci různých knihoven. Fakturová struktura byla ověřována s využitím teorie odpovědi na položku (Item Response Theory, IRT). Pro výpočty jsme použili dvouparametrový Graded Response Model (GRM) odhadnutý v balíčku mirt (Chalmers, 2012) pomocí Metropolis-Hastings Robbins-Monro (MHRM) algoritmu. Ve všech analýzách byl rozptyl latentních proměnných fixován na hodnotu 1. Pro shodu faktorového modelu s daty jsme použili $M2^*$ statistiku a z ní odvozené indexy (Cai, Hansen, 2013), jejichž interpretace je analogie-

ká běžným indexům z faktorové analýzy. Dále jsme použili $LD G^2$ statistiku (Chen, Thissen, 1997; Orlando, Thissen, 2000) pro ověření lokálních závislostí položek (tedy toho, zda dvě položky spolu souvisejí více či méně, než by se dalo předpokládat na základě jejich souvislosti s latentním rysem).

Reliabilita IRT modelu byla odhadnuta tzv. empiricky na základě odhadnutého rozptylu latentních rysů a MSE (mean-square error; průměrný chybový rozptyl odhadu respondentů) podle vzorce

$$r_{xx'} = \frac{\sigma_{\theta}^2}{\sigma_{\theta}^2 + MSE}$$

Pro účely výpočtu MSE byly faktorové skóry a příslušné chyby odhadnuty metodou EAP (expected a-posteriori).

Pro hodnocení vztahů obecné vlastní efektivity s demografickými proměnnými byla použita lineární regrese a t-testy; pracovali jsme s prostým součtem všech položek.

VÝSLEDKY

Deskriptivy

Skór celé škály, tedy součet všech 10 položek kódovaných na škále 1–4, se pohyboval v rozmezí 15–40 bodů s průměrem $M = 30,86$ ($SD = 6,05$). Celkový skór byl zleva zešíkmený, navíc byl patrný silný efekt stropu – celkem 40 osob dosáhlo maximálního možného skóru. Vnitřní konzistence byla velmi dobrá, Cronbachovo $\alpha = 0,924$ a McDonaldovo $\omega = 0,938$. Reliabilitě se podrobněji věnujeme dále.

Deskriptivy položek jsou uvedené v tab. 2. Je patrné, že respondenti volili spíše souhlasné odpovědi; průměrné odpovědi na položky jsou vysoké, položky jsou zleva zešíkmené, odpověď „nesouhlasím“ je (vyjma pol. 7) jen zřídka zastoupená. Položky silně korelují s celkovou škálou, vyřazení žádné z položek by nezvýšilo vnitřní konzistenci odhadnutou prostřednictvím Cronbachova koeficientu alfa.

Tab. 2 Deskriptivy položek a položková analýza

	M	SD	Sk	r	α_{del}	frekvence (%)			
						1	2	3	4
P1	3,27	0,72	-0,82	0,636	0,920	2	9	48	41
P2	3,05	0,77	-0,40	0,637	0,920	2	20	48	30
P3	3,04	0,80	-0,48	0,637	0,920	3	19	47	30
P4	3,17	0,73	-0,47	0,707	0,916	1	15	48	35
P5	3,06	0,79	-0,47	0,777	0,912	3	19	46	31
P6	3,07	0,77	-0,63	0,678	0,918	4	15	52	30
P7	2,82	0,93	-0,23	0,712	0,917	8	30	35	27
P8	3,08	0,79	-0,48	0,739	0,914	3	19	45	33
P9	3,18	0,77	-0,65	0,794	0,911	3	15	45	38
P10	3,13	0,77	-0,53	0,788	0,912	2	17	47	34

Pozn.: Frekvence jsou uvedeny v procentech (1 = nesouhlasím, 2 = spíše nesouhlasím, 3 = spíše souhlasím, 4 = souhlasím). $N = 386$, Cronbachovo $\alpha = 0,924$. M – průměr, SD – směrodatná odchylka, Sk – zešíkmení, r – korigovaná korelace položky se škálou (ostatními položkami), α_{del} – Cronbachovo alfa škály po vyřazení položky

Validita: Faktorová struktura

Výchozí model: Unidimenzionální IRT model popsal data na hranici akceptovatelnosti, $M^2(15) = 66,0$, $p < 0,001$, $RMSEA = 0,094$ s 90% intervalem spolehlivosti $CI_{90\%} = [0,071, 0,118]$, $SRMSR = 0,047$, $TLI = 0,889$ a $CFI = 0,933$. Položky 1 ($\chi^2 = 33,0$, $df = 21$, $RMSEA = 0,038$) a 7 ($\chi^2 = 42,3$, $df = 26$, $RMSEA = 0,040$) se statisticky významně odlišovaly od faktorového modelu, velikost efektu (vyhodnocená pomocí RMSEA) však byla přijatelná; navíc po Holmově korekci pro opakované testování nebyly ani tyto hodnoty statisticky významné. Standardizované faktorové náboje jsou uvedeny v tab. 3.

Příčiny nižší shody modelu s daty mohou být dvě. Za prvé, při srovnání charakteristických funkcí odpovědi na jednotlivé položky s pozorovanými daty se zdá, že odpověď „nesouhlasím“ je příliš málo zastoupená, a může tak zhoršovat shodu modelu s daty z důvodu nestabilního odhadu parametrů modelu. Jinými slovy, v takovém případě může nastat situace, že ačkoli model je „správný“, data nejsou popsána uspokojivě, protože je náročné modelovat odpovědi na málo frekventované odpověďové možnosti.

Za druhé, inspekce lokálních závislostí položek za pomoci LD G^2 ukazatele naznačila, že prvních pět položek je pozitivně lokálně závislých, což by naznačovalo vícedimenzionální strukturu. Jinými slovy se zdá, že odpovědi na prvních pět položek jsou způsobovány ještě druhým faktorem kromě celkové self-efficacy. Prozkoumali jsme proto obě uvedené možnosti.

Model se zkrácenou odpověďovou škálou: Sloučili jsme odpovědi „nesouhlasím“ a „spíše nesouhlasím“ a opět odhadli jednodimenzionální model. Tento model popsal data poměrně dobře, $M^2(25) = 64,2$, $p < 0,001$, $RMSEA = 0,064$ s 90% intervalem spolehlivosti $CI_{90\%} = [0,045, 0,083]$, $SRMSR = 0,037$, $TLI = 0,984$ a $CFI = 0,989$. Zvláště indexy CFI a TLI byly velmi dobré, naopak $RMSEA$ bylo horší, avšak stále akceptovatelné. Je nicméně patrné, že lepší shoda s daty byla docílena primárně díky úspoře 10 stupňů volnosti (pro každou položku jeden) v důsledku zkrácení odpověďové škály, hodnota M^2 statistiky se napříč oběma modely prakticky neliší. Odlišnost modelu od dat je tedy stále přibližně stejná, je jí nicméně dosaženo pomocí nižšího množství parametrů, což vede k lepším indexům dobré shody modelu s daty. S rekovanými daty proto nadále nepracujeme, veškeré další analýzy byly provedeny na původních položkách se čtyřbodovou škálou.

Vícedimenzionální modely: Sestrojili jsme dva alternativní modely s původními daty, které rozdílným způsobem pracovaly s pozorovanými lokálními závislostmi prvních pěti položek. Struktura těchto modelů je patrná z grafu 1. První *dvoudimenzionální model* obsahoval dva korelované faktory, z nichž první sytil položky 1–5 (faktor aktivní self-efficacy) a druhý položky 6–10 (faktor zvládání zátěže). Druhý *model se specifickým faktorem* obsahoval faktor celkové vlastní efektivity doplněný o (s ním nekorelovaný) specifický faktor sytící pouze položky 1–5. Oba tyto modely popsaly data velmi dobře, jak je patrné z tab. 3. Zdá se ovšem, že úspornější dvoufaktorový model popisuje data nepatrně lépe; korelace obou faktorů je ovšem velmi vysoká, $r = 0,880$. Zdá se tedy, že ačkoliv je struktura dotazníku spíše dvoudimenzionální, je smysluplné pracovat s jediným celkovým skórem. Standardizované faktorové náboje všech IRT modelů jsou v tab. 4.

Reliabilita – vnitřní konzistence

Reliabilita IRT faktorových skóru: Reliabilita jednotlivých IRT modelů je uvedena rovněž v tab. 3, a to pro každý faktor zvláště. Nejde nicméně o reliabilitu běžného hrubého skóru (součtu všech položek), ale odhadu IRT faktorového skóru na

Tab. 3 Shoda IRT modelů s daty

	M2	df	p	RMSEA [90% CI]	SRMSR	TLI	CFI	saBIC	reliabilita		
									G	F1	F2
1F	66,01	15	0,000	0,094 [0,071–0,118]	0,047	0,889	0,933	6562,6	0,917		
2F	23,01	14	0,060	0,041 [0,000–0,070]	0,025	0,979	0,988	6526,5		0,887	0,902
biF	17,42	10	0,065	0,044 [0,000–0,077]	0,036	0,976	0,990	6533,9	0,904	0,402	
zkr	64,15	25	0,000	0,064 [0,045–0,083]	0,037	0,984	0,989	5884,4	0,912		

$N = 386$; 1F – jednofaktorový model; 2F – dvoufaktorový model; biF – model se specifickým faktorem; zkr – jednofaktorový model se zkrácenou odpověďovou škálou; reliabilita – reliabilita odhadů IRT faktorových skóre pro jednotlivé faktory

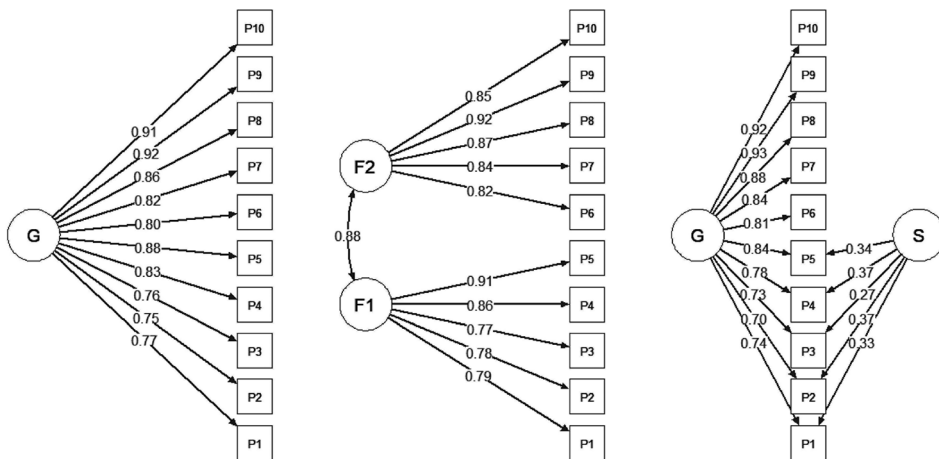
Tab. 4 Standardizované faktorové náboje

	1F	2F		bifaktor	
	G	F1	F2	G	F1
P1	0,774	0,793	0	0,737	0,326
P2	0,749	0,776	0	0,704	0,369
P3	0,763	0,773	0	0,726	0,273
P4	0,830	0,858	0	0,783	0,366
P5	0,878	0,910	0	0,838	0,338
P6	0,800	0	0,817	0,813	0
P7	0,820	0	0,842	0,838	0
P8	0,864	0	0,867	0,881	0
P9	0,923	0	0,920	0,933	0
P10	0,909	0	0,924	0,920	0
r	–	0,880		0	

1F – jednofaktorový model; 2F – dvoufaktorový model; bifaktor – model se specifickým faktorem; r – korelace faktorů u vícedimenzionálních modelů

základě faktorového modelu. Je patrné, že reliabilita obecného faktoru v případě jednofaktorového modelu i modelu se specifickým faktorem, případně pak dílčích faktorů u dvoufaktorového modelu, je velmi dobrá. Naopak reliabilita specifického faktoru je velmi nízká, $r_{xx'} = 0,40$. To vede rovněž k podpoře domněnky, že není smysluplné interpretovat dílčí skóre subškál. Dále proto pracujeme pouze s celkovým skórem.

Vnitřní konzistence ve smyslu klasické testové teorie: Vnitřní konzistence celkového skóre, tedy součtu všech desíti položek, odhadnutá prostřednictvím Cronbachova koeficientu alfa, byla $\alpha = 0,924$. Tento koeficient nicméně může být zkreslen ordinální povahou dat, vícedimenzionalitou a rozdílnými faktorovými náboji jednotlivých položek. Tyto předpoklady nemá McDonaldovo omega, které je vhodnějším odhadem vnitřní konzistence, a které nabývá hodnoty (při zvážení ordinální povahy položek a dvoudimenzionální struktury) $\omega_1 = 0,938$.



Graf 1 Vlevo: jednofaktorový model; uprostřed: dvoufaktorový model; vpravo: model se specifickým faktorem

Uvedeny jsou standardizované faktorové náboje pro data bez sloučených odpověďových kategorií.

Souvislost s dalšími proměnnými

Souvislost celkového skóru (součtu všech položek) s dalšími proměnnými byla ověřena ve dvou navazujících krocích.

Protože u respondentů z dětské kliniky nebylo evidováno dosažené vzdělání a každý z nich dosud studoval, v prvním kroku jsme ověřili pomocí Welchova t-testu, zda se adolescentní respondenti ($n = 35$; $M = 29,8$, $SD = 4,63$) liší v celkovém skóru od dospělých respondentů ($n = 351$, $M = 31,0$, $SD = 6,17$). Rozdíl nebyl statisticky významný, $t(46,9) = 1,37$, $p = 0,176$, Cohenovo $d = 0,19$. Signifikantně se nelišili ani mladší respondenti ve věku 15–16 let ($n = 20$, $M = 28,65$, $SD = 4,36$) od starších ve věku 17–18 let ($n = 15$, $M = 31,33$, $SD = 4,69$), t-test $t(28,0) = -1,73$, Cohenovo $d = -0,60$. V tomto případě však nesignifikantní výsledek může být důsledkem nízkého počtu respondentů.

Ve druhém kroku jsme se zaměřili pouze na dospělé respondenty a sestrojili lineární model, kde byl celkový skór GSES predikován dostupnými demografickými proměnnými: pohlavím, vzděláním, pracovním statutem a věkem respondenta. Výsledky jsou v tab. 5. Jediným signifikantním prediktorem bylo pohlaví respondenta, ženy dosahovaly průměrně o 1,74 bodu nižšího skóru než muži, efekt však byl celkově malý, $\beta = -0,139$. Celkově tedy – kromě pohlaví – demografické proměnné nesouvisí s vnímanou obecnou účinností respondentů.

Tab. 5 Vztah GSES s demografickými proměnnými

	F	df	p	ω^2
pohlaví	6,683	1	0,010	0,016
vzdělání	1,256	4	0,287	0,003
pracovní status	1,693	4	0,151	0,008
věk	1,814	4	0,126	0,009

$n = 351$; Lineární model; ω^2 – velikost efektu vyjádřená jako parciální ω^2

V posledním kroku jsme provedli vizuální inspekci průměrného skóru dospělých respondentů po jednotlivých klinikách. Rozdíly byly velmi malé, jedinou výjimkou byla psychiatrická klinika, kde respondenti dosahovali nižšího skóru. Tento rozdíl byl statisticky významný, $t(60,2) = 4,65$, $p < 0,001$, s relativně velkou velikostí účinku, Cohenovo $d = 0,77$. Respondenti z psychiatrické kliniky ($n = 48$, $M = 27,0$, $SD = 6,43$) dosahovali nižšího skóru než respondenti z jiných klinik ($n = 303$, $M = 31,59$, $SD = 5,9$).

Invariance měření

Vzhledem k rozdílům mezi muži a ženami v celkovém skóru dotazníku jsme v posledním kroku ověřili, zda dotazník měří stejný latentní rys pro muže a ženy. Za tímto účelem jsme použili analýzu invariance. Tato analýza zahrnuje odhadnutí série modelů separátně pro všechny skupiny (v našem případě muže a ženy), přičemž jsou postupně omezovány jednotlivé parametry modelu na stejné hodnoty napříč skupinami. Použili jsme tři kroky: konfigurální (všechny parametry jsou odhadnuty volně, shodné je jen faktorové sycení položek), metrickou (diskriminační parametry jsou omezeny na stejné hodnoty napříč skupinami, naopak rozptýl latentní proměnné je ve druhé skupině volně odhadován) a skalární (omezeny jsou navíc i prahy položek, srovnávat lze i průměry napříč skupinami). Vzhledem k malému vzorku by model nebylo možné spolehlivě odhadnout pro muže a ženy zvlášť, a proto jsme v tomto kroku pracovali s jednodimenzionálním modelem.

Výsledky analýzy jsou v tab. 6. Ačkoliv omezenější modely mají nepatrně horší indexy shody modelu s daty, v žádném z případů nedošlo ke statisticky významnému zhoršení modelu; naopak bayesovské informační kritérium (saBIC) je nejlepší pro skalárně invariantní model (nižší hodnota znamená lepší shodu s daty). Další omezení modelu, tedy, zafixování latentních průměrů na stejnou hodnotu, již zhoršilo shodu modelu s daty, $\Delta M^2(1) = 9,51$, $p = 0,002$, a rovněž i informační kritérium začalo růst, $saBIC = 6565,2$. Lze uzavřít, že dotazník GSES měří pro obě pohlaví stejným způsobem též latentní rys, ačkoliv se muži a ženy liší v průměrném skóru.

Tab. 6 Invariance měření podle pohlaví

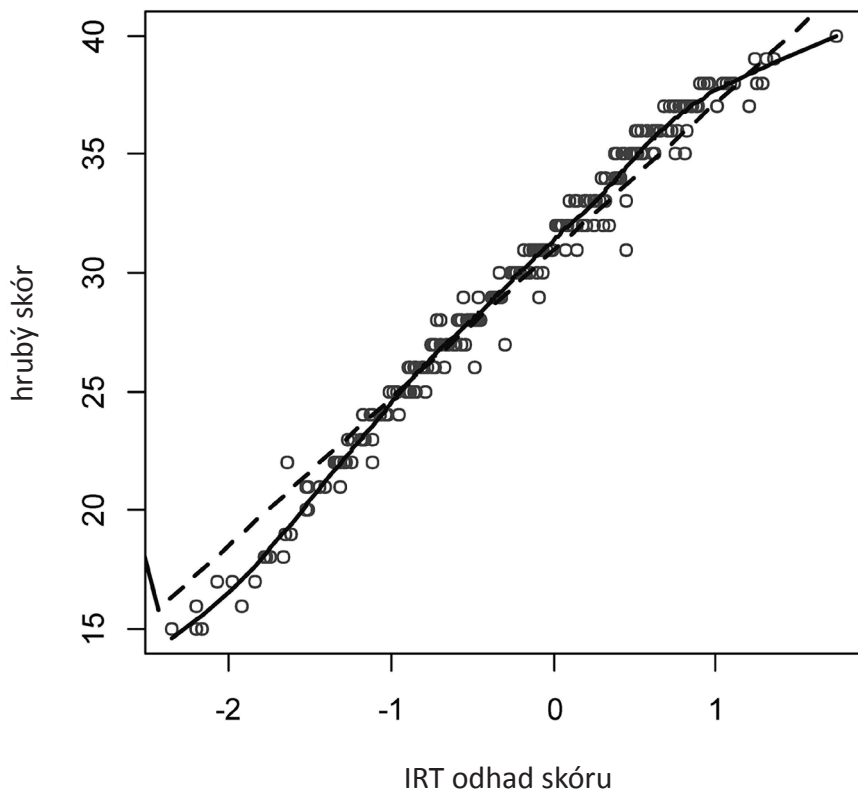
	shoda modelu s daty					srovnání modelů							
	M ²	df	p	RMSEA	[95% CI]	SRMSR				saBIC	ΔM ²	Δdf	Δp
						muži	ženy	TLI	CFI				
konfigurální	81,6	30	<0,001	0,067	[0,050; 0,084]	0,056	0,056	0,932	0,959	6611,2			
metrický	108,7	39	<0,001	0,068	[0,053; 0,083]	0,062	0,060	0,930	0,945	6597,1	11,0	9	0,277
skalární	192,4	68	<0,001	0,069	[0,057; 0,080]	0,061	0,059	0,928	0,902	6558,4	42,0	29	0,056

saBIC – sample size adjusted BIC (bayesovské informační kritérium)

Konstrukce norem

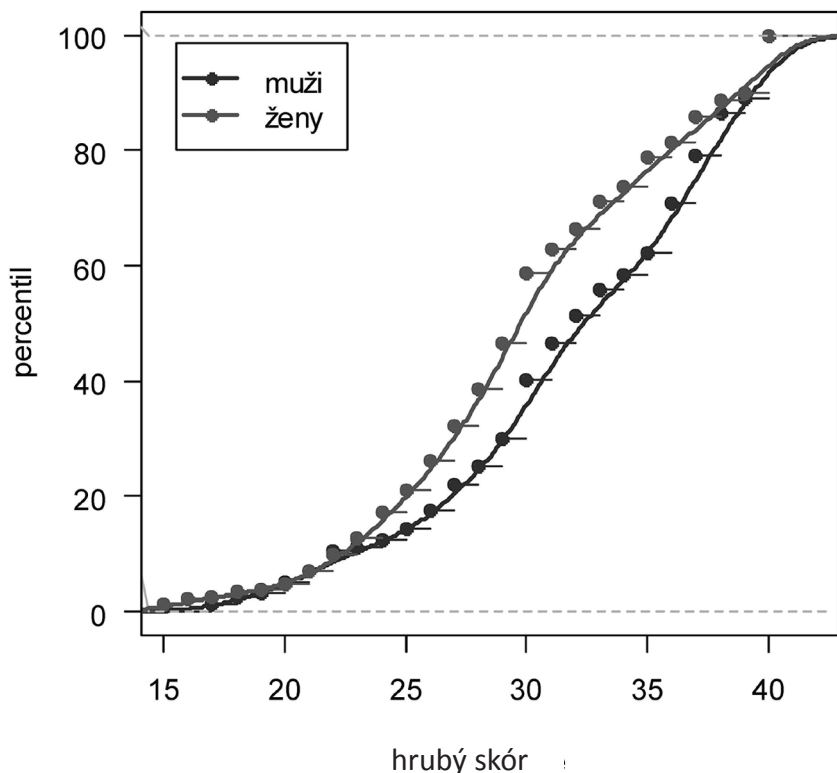
V první řadě jsme použili dvoudimenzionální IRT model pro odhad faktorového skóru. Pro každou z dimenzí jsme odhadli faktorový skór metodou EAP, celkový skór byl následně získán jako vážený průměr obou skórů podle informační funkce IRT mo-

delu. Takto získaný skór silně koreloval s prostým součtem položek, $r(384) = 0,986$, a vztah byl prakticky lineární, jak ukazuje graf 2. Drobná nelinearita navíc nemá vliv na odhad percentilu, pro který je podstatné pouze pořadí; Spearmanova pořadová korelace byla ještě vyšší, $\rho = 0,996$. Z těchto důvodů byly normy zkonstruovány za použití hrubého skóru, tedy prostého součtu všech položek, nikoliv s využitím IRT. Oba postupy by poskytly přibližně stejné výsledky, nicméně pro práci s dotazníkem je výhodnější pracovat pouze se součtem položek.



Graf 2 Vztah IRT odhadu faktorového skóru a součtu všech položek
IRT odhad byl vypočítán s pomocí dvoudimenziálního IRT modelu jako průměr obou faktorových skóru vážený podle informační funkce

Percentilové normy byly vytvořeny separátně pro muže a ženy. Použili jsme kerne-
lové vyhlazení kumulativní distribuční funkce pomocí funkce *kecd* z *ks* balíčku (Du-
ong, 2019). Následně byl pro každý možný hrubý skór a odpovídající 90% interval
spolehlivosti dohledán příslušný percentil, a to zvláště pro muže a ženy; šířka intervalu
spolehlivosti byla odhadnuta s využitím koeficientu ω zvláště pro muže i ženy.
Tento způsob konstrukce norem je přesnější než přímý výpočet percentilu na záklá-
dě pozorovaných skóru, protože redukuje výběrovou chybu pro jednotlivé percentily
a lépe využívá celý výzkumný soubor. Takto vytvořené percentilové normy ukazuje
graf 3, v tabulkové podobě tvoří přílohu 2.



Graf 3 Srovnání pozorované kumulativní distribuční funkce (diskrétní graf) a vyhlazené funkce (spojitý graf) pro muže a ženy zvlášť.

DISKUZE

Cílem naší práce bylo zhodnotit psychometrické vlastnosti české verze Dotazníku obecné self-efficacy (General Self-Efficacy Scale – GSES) u hospitalizovaných pacientů a analyzovat vliv vybraných sociodemografických faktorů na danou proměnnou. Dotazník je používán k hodnocení obecného pocitu vnímání vlastní účinnosti, což vede k možnosti předvídat zvládnání každodenních potíží i schopnosti přizpůsobit se různým životním nárokům.

Dobré psychometrické vlastnosti dotazníku byly prokázány u různých populací v rozličných kulturách (Lönnfjord, Hagquist, 2018; Luszczynska, Scholz, Schwarzer, 2005; Nilsson, Hagell, Iwarsson, 2015; Scholz et al., 2002). Výsledky řady studií ukazují, že se jedná o univerzální, reliabilní, validní a jednofaktorový nástroj (Luszczynska, Scholz, Schwarzer, 2005; Nilsson, Hagell, Iwarsson, 2015; Scholz et al., 2002; Schwarzer et al., 1997), u kterého jsou popisovány smysluplné vztahy s jinými psychologickými konstrukty (Juarez, 2008; Lönnfjord, Hagquist, 2018).

V souladu s ostatními studiemi (Juarez, 2008; Luszczynska, Guitiérrez, 2005; Scharz et al., 2002; Schwarzer et al., 1997) naše výsledky ukazují na vysokou vnitřní konzistenci dotazníku (Cronbachovo $\alpha = 0,924$; $\omega_1 = 0,938$). Například ve studii, která zahrnovala 25 zemí, reliabilita (Cronbachovo α) celkového skóru GSES se pohybovala mezi 0,75 (Indie) a 0,91 (Japonsko) (Scholz et al., 2002).

Pro analýzu struktury dotazníku byla použita teorie odpovědi na položku (Item Response Theory, IRT). Tento postup je podobný faktorové analýze, je nicméně výhodnější, protože položky považuje za ordinální a nikoli intervalové. Vztah odpovědí na položky a latentního rysu je v tomto případě modelován jako logistický, nikoliv jako lineární, jak je tomu ve faktorové analýze. IRT parametrizace navíc poskytuje více informací o fungování položek, lze například testovat shodu s daty nejen na úrovni celého modelu, ale i na úrovni jednotlivých položek.

Výchozím modelem byl jednofaktorový IRT model, který popsal data na hranici akceptovatelnosti; položky 1 a 7 se statisticky významně odlišovaly od faktorového modelu, nicméně velikost efektu byla přijatelná. Domníváme se, že důvody nižší shody modelu s daty mohou být dva. Jednak příliš málo časté zastoupení odpovědi „nesouhlasím“. Proto byl testován model se zkrácenou škálou odpovědí, kdy odpovědi „nesouhlasím“ a „spíše nesouhlasím“ byly sloučeny. Ukázalo se, že odlišnost modelu od dat je stále přibližně stejná. Druhým důvodem může být skutečnost, že prvních pět položek je pozitivně lokálně závislých, což může ukazovat na vícedimenzionální strukturu. Příčinou může být fakt, že u položek 6–10 respondent uvádí, co by udělal, když by nastala určitá hypotetická situace (výjimkou je položka 10, kde je podmínka formulována reverzně: „bez ohledu na to, co se děje...“). Naopak položky 1–5 se týkají přímo charakteristik respondenta. Na základě analýzy se tedy zdá, že dvoufaktorový model popisuje data lépe. Struktura dotazníku na základě naší analýzy je spíše dvoudimenzionální, korelace obou faktorů je však velmi vysoká. Zmíněná skutečnost ukazuje, že je smysluplné pracovat s jediným celkovým skórem dotazníku, se kterým jsme dále pracovali při analýze vlivu některých vybraných proměnných na obecnou SE. Je navíc nutné vzít v úvahu explorační charakter této analýzy, který byl založen na pozorovaných vlastnostech jednodimenzionálního modelu, a který jsme bohužel neměli možnost konfirmovat na nezávislém vzorku. Naš výzkumný vzorek byl navíc relativně malý a založený výhradně na klinické populaci, což může do jisté míry omezovat možnosti generalizace na jiné populace.

Většina studií popisuje dotazník jako jednofaktorový (Juarez 2008; Luszczynska, Guitiérrez, 2005; Luszczynska, Scholz, Schwarzer, 2005), nicméně existují i studie, které jednofaktorovost dotazníku diskutují a hodnotí dotazník spíše jako dvoudimenzionální (Lönnfjör, Hagquist, 2018; Zhou 2015). Proto je této problematice třeba nadále věnovat pozornost, stejně jako otázce, jak jsou psychometrické vlastnosti dotazníku ovlivněny novějšími daty.

V naší analýze jsme dále sledovali vliv některých vybraných demografických faktorů (pohlaví, vzdělání, pracovní status a věk respondenta) na celkový skóre GSES. Výsledky ukázaly, že ze všech sledovaných proměnných pouze pohlaví mělo statisticky významný vliv na vnímanou SE. Ženy dosahovaly nižšího skóre než muži (cca o dva body), efekt však byl celkově malý. Na základě analýzy invariance lze uzavřít, že dotazník GSES měří pro obě pohlaví stejným způsobem též latentní rys, ačkoliv se muži a ženy liší v průměrném skóre. Také některé další práce ukazují, že obecná SE se zdá být nezávislá na věku, ale liší se mezi pohlavími, v některých zemích byl trochu vyšší skóre u mužů (Löve, Moore, Hensing, 2012; Nilsson, Hagell, Iwarsson, 2015; Scholz et al., 2002). Zmíněné rozdíly však mohou být i důsledkem skutečnosti, že soubory respondentů nebyly reprezentativní.

Celkový skóre u dospělých pacientů byl testován i z hlediska jednotlivých klinik. Rozdíly mezi klinikami byly velmi malé, kromě psychiatrické kliniky, kde respondenti dosahovali statisticky významně nižšího skóre oproti respondentům z ostatních klinik. V rámci našeho šetření nebyly sbírány další údaje o pacientech (deprese, úzkost apod.), které by mohly detailněji vysvětlit, co konkrétně vede u psychiatrických

pacientů k nižšímu skóru. Psychiatričtí pacienti mají často zkušenost stigmatizace spojenou s duševní nemocí, což může vést ke snižování sebevědomí i SE. Nicméně SE se zdá být důležitým prediktorem zlepšení zdravotního stavu či uzdravení z dlouhodobých psychiatrických nemocí, stejně jako významným zdrojem při jejich zvládnutí. Zvyšování SE u psychiatrických pacientů by proto mělo být jedním z cílů psychiatrické péče (Cuevas, Penate, 2015).

Mezi limity naší práce patří skutečnost, že výběr respondentů nebyl reprezentativní, byl založen na ochotě klinik i pacientů na výzkumu spolupracovat. Data pro naši analýzu jsou založena na subjektivních výpovědích jednotlivých osob. V neposlední řadě se jedná o respondenty hospitalizované s různými zdravotními potížemi. Jsme si vědomi, že kombinace relativně malého vzorku, klinické populace, explorační práce s daty snižuje věrohodnost výsledných modelů a limituje jejich replikovatelnost na jiných vzorcích. Naopak mezi přednosti naší studie patří skutečnost, že podobná detailní analýza dotazníku General Self-Efficacy Scale včetně hodnocení jeho psychometrických vlastností u české populace dosud nebyla provedena.

ZÁVĚR

Dotazník obecné self-efficacy (General Self-Efficacy Scale – GSES) je používán za účelem hodnocení obecného pocitu vnímání vlastní účinnosti s cílem předvídat schopnost zvládat a přizpůsobit se každodenním výzvám.

Naše výsledky ukazují, že psychometrické vlastnosti české verze dotazníku GSES jsou dobré a dotazník pracuje smysluplně jako celek. Jedná se o kvalitní nástroj s vysokou reliabilitou. Na rozdíl od většiny studií, se v našem výzkumu nepotvrdila jednodimenzionalita dotazníku, i když statistické analýzy ukázaly, že je dobře možné pracovat s dotazníkem jako s celkem. Proto se domníváme, že problematice dimenzionality dotazníku je třeba dále věnovat pozornost, stejně jako otázce, zda jsou psychometrické vlastnosti ovlivněny novějšími daty. Výsledky dále ukázaly, že ze všech sledovaných proměnných pouze pohlaví mělo statisticky významný vliv na vnímanou SE.

LITERATURA

- Bandura, A. (1977): Self-efficacy: toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84, 191-215.
- Bandura, A. (1986): *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood Cliff, NJ, Prentice Hall.
- Bandura, A. (1997): *Self-efficacy: The exercise of control*. New York, W. H. Freeman.
- Bandura, A. (2001): Social cognitive theory: An agentic perspective. *Annual Review of Psychology*, 52, 1-26.
- Bandura, A. (2006): Adolescent development from an agentic perspective. In: Pajares, F., Urdan, T. (Eds.), *Self-efficacy beliefs of adolescents*. Greenwich, CT, Information Age Publishing, 1-43.
- Bandura, A., Adams, N. (1997): Analysis of self-efficacy theory of behavioral change. *Cognitive Therapy and Research*, 1, 287-310.
- Bandura, A., Pastorelli, C., Barbaranelli, C., Caprara, G. V. (1999): Self-efficacy pathways to childhood depression. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76, 258-269.
- Beaton, D.E., Bombardier, C., Guillemin, F., Ferraz, M. B. (2000): Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*, 25, 3186-3191.
- Bonetti, D., Johnston, M., Rodriguez-Marin, J., Pastor, M., Martin-Aragon, M., Doherty, E. et al. (2002): Dimensions of perceived control: a factor analysis of three measures and an examination of their relation to activity level and mood in a student and cross-cultural patient sample. *Psychology and Health*, 16, 269-290.
- Cai, L., Hansen, M. (2013): Limited-information goodness-of-fit testing of hierarchical item factor models. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 66, 245-276.
- Cuevas, C., Penate, W. (2015): Validation of the General Self-Efficacy Scale in psychi-

- atric outpatient care. *Psychothema*, 27, 410-415.
- Český statistický úřad (2020): Obyvatelstvo ve věku 15 a více let podle vzdělání. Vyhledáno na <https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=vystup-objekt&pvokc=&katalog=30712&pvo=ZVCR007&z=T>
- Entwistle, V. A., Watt, I. S. (2006): Patient involvement in treatment decision-making: the case for a broader conceptual framework. *Patient Education and Counseling*, 63, 268-278.
- Finney Rutten, L. J., Hesse B. W., St. Sauver, J. L., Wilson, P., Chawla, N., Hartigan, D. B. et al. (2016): Health Self-Efficacy among populations with multiple chronic conditions: the value of patient-centered communication. *Advances in Therapy* 33, 1440-1451.
- Gremigni, P., Casu, G., Sommaruga, M. (2016): Dealing with patients in health-care: A self-assessment tool. *Patient Education and Counseling*, 99, 1046-1053.
- Hoskovcová, S. (2006): *Psychická odolnost předškolního dítěte*. Praha, Grada.
- Chalmers, R. P. (2012): A multidimensional item response theory package for the R environment. *Journal of Statistical Software*, 48, 1-29.
- Champion, V. L., Ziner, K. W., Monahan, P. O., Stump, T. E., Cella, D., Smith, L. G. et al. (2013): Development and psychometric testing of a Breast Cancer Survivor Self-Efficacy Scale. *Oncology Nursing Forum*, 40, 403-410.
- Chen, W. H., Thissen, D. (1997): Local dependence indices for item pairs using item response theory. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 22, 265-289.
- Illingworth, R. (2016): What does patient-centered mean in relation to the consultation? *The Clinical Teacher*, 7, 116-120.
- Janoušek, J. (1992): *Sočiálně kognitivní teorie Alberta Bandury*. Československá psychologie, 36, 385-398.
- Juaréz, R. (2008): Psychometric properties of the General Self-Efficacy Scale in a Colombian sample. *International Journal of Psychological Research*, 1, 6-12.
- Klooster, P. M., Oostveen, J. C., Zandbelt, L. C., Taal, E., Drossaert, C. H., Harmsen, E. J. et al. (2012): Further validation of the 5-item Perceived Efficacy in Patient-Physician Interactions (PEPPI-5) scale in patients with osteoarthritis. *Patient Education and Counseling*, 87, 125-130.
- Kristjansson, E., Tugwell, P. S., Wilson, A. J., Brooks, P. M., Driedger, M., Gallois, C. et al. (2007): Responsiveness of the effective musculoskeletal consumer scale. *The Journal of Rheumatology*, 36, 2087-2091.
- Křivohlavý, J., Schwarzer, R., Jerusalem, M. (1993): Czech adaptation of the General Self-Efficacy Scale. Dotazník obecné vlastní efektivity. [online]. Vyhledáno na <http://userpage.fu-berlin.de/~health/selfscal.htm>
- Lönnfjord, V., Hagquist, C. (2018): The psychometric properties of the Swedish version of the General Self-Efficacy Scale: A Rasch analysis based on adolescent data. *Curr Psychol*, 37, 703-715.
- Löve, J., Moore, C. D., Hensing, G. (2012): Validation of the Swedish translation of the General Self-Efficacy scale. *Quality of Life Research*, 21, 1249-1253.
- Luszczynska, A., Guitiérrez, D. B. (2005): General self-efficacy in various domains of human functioning: evidence from five countries. *International Journal of Psychology*, 40, 80-89.
- Luszczynska, A., Scholz, U., Schwarzer, R. (2005): The General Self-Efficacy Scale: multicultural validation studies. *The Journal of Psychology*, 139, 439-457.
- Maliski, S. L., Kwan, L., Krupski, T., Fink, A., Orecklin, J. R., Litwin, M. S. (2004): Confidence in the ability to communicate with physicians among low-income patients with prostate cancer. *Urology*, 64, 329-334.
- Mareš, J. (2013): *Pedagogická psychologie*. Praha, Portál.
- Nakonečný, M. (1996): *Motivace lidského chování*. Praha, Academia.
- Nilsson, M. H., Hagell, P., Iwarsson, S. (2015): Psychometric properties of the General Self-Efficacy Scale in Parkinson's disease. *Acta Neurologica Scandinavica*, 132, 89-96.
- Orlando, M., Thissen, D. (2000): Likelihood-based item fit indices for dichotomous item response theory models. *Applied Psychological Measurement*, 24, 50-64.
- Romppell, M., Herrmann-Lingen, Ch., Wachter, R., Edelman, F., Düngen, H., Pieske, B. et al. (2013): A short form of the General Self-Efficacy Scale (GSE-6): Development, psychometric properties and validity in an intercultural non-clinical sample and a sample of patients at risk for heart failure. *GMS Psycho-Social-Medicine*, 10.
- Sherer, M., Maddux, I. E. (1982): The Self-Efficacy Scale: Construction and validation. *Psychological Reports*, 51, 663-671.
- Scholz, U., Gutiérrez, D., Sud, S., Schwarzer, R. (2002): Is General Self-Efficacy a universal construct? *European Journal of Psychological Assessment*, 18, 242-251.

- Schunk, D. H. (1991): Self-efficacy and academic motivation. *Educational Psychologist*, 26, 207-231.
- Schwarzer, R. (Ed.) (1992): *Self-efficacy: Thought control of action*. Washington, DC, Hemisphere.
- Schwarzer, R., Fuchs, R. (1995): Changing risk behaviors and adopting health behaviors: The role of self-efficacy beliefs. In: Bandura, A. (Ed.), *Self-efficacy in changing societies*. Cambridge, Cambridge University Press, 259-315.
- Schwarzer, R., Bäsler, J., Kwiatek, P., Schröder, K., Zhang, J. X. (1997): The assessment of optimistic self-beliefs: comparison of the German, Spanish, and Chinese versions of the General Self-Efficacy Scale. *Applied Psychology - An International Review*, 46, 69-88.
- Schwarzer, R., Jerusalem, M. (1995): Generalized Self-Efficacy scale. In: Weiman, J., Wright, S., Johnston, M. (Eds.), *Measures in health psychology: A user's portfolio. Causal and control beliefs*. Windsor, UK, NFER-Nelson, 35-37.
- Singh, B., Udainiya, R. (2009): Self-efficacy and well-being of adolescents. *Journal of the Indian Academy of Applied Psychology*, 35, 227-232.
- Zandbelt, L. S., Smets, E. M., Oort, F. J., Godfries, M. H., de Haes, H. C. (2007): Patient participation in the medical specialist encounter: does physicians' patient-centred communication matter? *Patient Education and Counseling*, 65, 396-406.
- Zhou, M. (2015): A revisit of General Self-Efficacy Scale: uni- or multi-dimensional? *Current Psychology*, 1-15.
- Zhao, H., Luo, W., Maly, R. C., Liu, J., Lee, J., Cui, Y. (2016): Validation of the Chinese version 10-item Perceived Efficacy in Patient-Physician Interactions scale in patients with osteoarthritis. *Patient Preference and Adherence*, 28, 2189-2195.

SOUHRN

Cíle. Cílem práce bylo zjistit psychometrické vlastnosti české verze Dotazníku obecné self-efficacy (General Self-Efficacy Scale – GSES) u populace hospitalizovaných pacientů.

Vzorek a metodika. Sledovaný soubor činil 386 respondentů hospitalizovaných ve Fakultní nemocnici Hradec Králové. Byla použita česká verze dotazníku General Self-Efficacy Scale.

Statistická analýza. Veškeré analýzy byly provedeny v prostředí R. Faktorová struktura byla ověřována s využitím teorie odpovědi na položku (Item Response Theory), a to pomocí dvouparametrického Graded Response Modelu. Tento byl použit i pro ověření invariance měření mezi muži a ženami. Pro hodnocení vztahu obecné self-efficacy s demografickými proměnnými byla použita lineární regrese a t-testy. Percentilové normy byly sestrojeny pomocí vyhlazené kumulativní distribuční funkce pro muže a ženy zvláště.

Výsledky. Celkový skóre škály se pohyboval v rozmezí 15–40 bodů s průměrem $M = 30,86$ ($SD = 6,05$). Psychometrické vlastnosti české verze dotazníku GSES jsou dobré, vnitřní konzistence je vysoká (Cronbachovo $\alpha = 0,924$; $\omega_1 = 0,938$). Struktura dotazníku je spíše dvou-dimenzionální, korelace obou faktorů je však velmi vysoká. Je tedy smysluplné pracovat s jediným celkovým skórem dotazníku. Ze všech sledovaných proměnných pouze pohlaví mělo statisticky významný vliv na vnímanou self-efficacy (SE), škála byla pro obě pohlaví invariantní. Rozdíly mezi klinikami byly velmi malé, pouze respondenti z psychiatrické kliniky dosahovali statisticky významně nižšího skóru oproti respondentům z ostatních klinik.

Limity studie. Limity studie vyplývají z jejího průřezového charakteru a skutečnosti, že výběr respondentů nebyl reprezentativní. Data jsou založena na subjektivních výpovědích; jedná se o respondenty hospitalizované s různými zdravotními potížemi.

Příloha 1: Normalizační tabulka

HS	muži		ženy	
	%il	[90% CI]	%il	[90% CI]
10	0	[0-0]	0	[0-0]
11	0	[0-0]	0	[0-0]
12	0	[0-0]	0	[0-1]
13	0	[0-0]	0	[0-1]
14	0	[0-1]	0	[0-2]
15	0	[0-1]	1	[0-3]
16	0	[0-2]	2	[0-3]
17	1	[0-4]	2	[1-4]
18	2	[0-5]	3	[1-6]
19	3	[1-7]	4	[2-8]
20	5	[2-9]	5	[3-10]
21	7	[3-11]	7	[3-14]
22	9	[4-13]	9	[4-18]
23	10	[6-15]	12	[6-22]
24	12	[8-18]	16	[8-27]
25	14	[10-22]	20	[10-33]
26	17	[12-26]	25	[14-40]
27	20	[13-32]	30	[18-48]
28	25	[16-38]	37	[22-56]
29	30	[19-44]	44	[27-62]
30	36	[23-50]	52	[33-67]
31	42	[28-55]	59	[40-71]
32	48	[34-59]	64	[48-75]
33	53	[40-64]	69	[56-78]
34	57	[46-70]	73	[62-82]
35	62	[52-77]	76	[67-85]
36	68	[56-84]	80	[71-89]
37	75	[61-90]	84	[75-93]
38	82	[66-95]	87	[78-96]
39	88	[73-98]	91	[82-99]
40	93	[80-99]	95	[85-100]

Dotazník obecné self-efficacy

Czech Adaptation of the General Self-Efficacy Scale

© Autoři originálu: Ralf Schwarzer, Matthias Jerusalem (1992)

© Česká verze: Jaro Křivohlavý (1993); modifikovaná česká verze: Lenka Hodačová, Jiří Mareš

Vážená paní/pane,

předkládáme Vám dotazník týkající se zjišťování důvěry ve vlastní schopnost efektivně zvládat různé situace a prosíme o jeho vyplnění.

Své stanovisko označte **zakroužkováním**. Pokud se spletete nebo změníte své hodnocení, škrtněte to, co neplatí a zakroužkujte to, co platí. **Nabízená stupnice je založena na přidělování bodů, nikoli na školním známkování.**

Vyplnění dotazníku je anonymní a nijak neovlivní poskytovanou zdravotní péči.

	nesouhlasím	spíše nesouhlasím	spíše souhlasím	souhlasím
1. Jsem schopný zvládat nesnadné problémy vždy, když se o to usilovně snažím.	1	2	3	4
2. Jsem schopný nalézt způsob, jak dosáhnout toho, co chci, i když se někdo postaví proti mně.	1	2	3	4
3. Je pro mě poměrně snadné držet se svých předsevzetí a dosáhnout cílů, které si postavím.	1	2	3	4
4. Díky svým zkušenostem a možnostem vím, jak zvládat nečekané situace.	1	2	3	4
5. Plně důvěřuji svým schopnostem efektivně zvládat neočekávané situace.	1	2	3	4
6. Pokud vynaložím potřebné úsilí, jsem schopný nalézt řešení každého problému.	1	2	3	4
7. I když se dostanu do potíží, zůstanu klidný, protože se mohu plně spolehnout na svou schopnost zvládat těžkosti.	1	2	3	4
8. Když stojím před určitým problémem, napadá mě hned několik způsobů, jak se s tím vypořádat.	1	2	3	4
9. Když se dostanu do tísnivé situace, obvykle se mi podaří vymyslet, co by se dalo dělat.	1	2	3	4
10. Bez ohledu na to, co se děje, jsem obvykle schopný se s tím vypořádat.	1	2	3	4

Děkujeme Vám za spolupráci a prosíme Vás: projděte ještě jednou celý dotazník a **zkontrolujte**, zda jste někde nezapomněli označit svou odpověď. Těžko bychom ji za Vás vymýšleli.