



## VYUŽITÍ ŠKÁLY BRADENOVÉ PRO PREDIKCI RIZIKA VZNIKU DEKUBITŮ: INTER-RATER RELIABILITA

## USING THE BRADEN SCALE FOR THE PREDICTION OF PRESSURE SORE RISK: INTER-RATER RELIABILITY

Petra Mandysová<sup>1,2</sup>, Jana Pechová<sup>1,2</sup>, Edvard Ehler<sup>2,1</sup>

<sup>1</sup>Katedra ošetrovatelství, Fakulta zdravotnických studií, Univerzita Pardubice

<sup>1</sup>Department of Nursing, Faculty of Health Studies, University of Pardubice

<sup>2</sup>Neurologická klinika, Pardubická krajská nemocnice, a.s.

<sup>2</sup>Neurology Clinic, Pardubice Regional Hospital

### Abstrakt

**Cíl:** Přesnost screeningových škál pro vyhledávání pacientů s rizikem vzniku dekubitů byla u nás dosud zkoumána jen okrajově. Cílem bylo navázat na pilotáž zabývající se inter-rater reliabilitou (shodou mezi posuzovateli) Škály Bradenové (ŠB) a zjistit shodu mezi dvěma posuzovateli u většího vzorku respondentů. **Metodika:** Dva posuzovatelé nezávisle na sobě hodnotili 60 pacientů hospitalizovaných s neurologickým onemocněním pomocí ŠB. Celková skóre (max. 23 bodů) byla dichotomizována (riziko versus absence rizika) dle doporučeného cut-off skóre (18 bodů). Inter-rater reliabilita byla vyjádřena pomocí koeficientu kappa ( $\kappa$ ), a to pro dichotomizovanou celkovou skóre i pro skóre v jednotlivých položkách škály. **Výsledky:** Koeficient  $\kappa$  byl pro dichotomizovanou celkovou skóre 0,564 (95% konfidenční interval [KI] = 0,182; 0,946). V jednotlivých položkách škály byl  $\kappa$  následující: „smyslové vnímání“ 0,557 (95% KI = 0,306; 0,808); „vlhkost“ 0,454 (95% KI = 0,142; 0,766); „aktivita“ 0,613 (95% KI = 0,425; 0,801); „mobilita“ 0,091 (95% KI = - 0,127; 0,309); „výživa“ 0,283 (95% KI = 0,095; 0,471); a „tření a stříh“ 0,554 (95% KI = 0,240; 0,868). **Závěr:** Inter-rater reliabilita dichotomizovaných celkových skóre byla střední úrovně ( $\kappa$  = 0,564). V položce „aktivita“ lze shodu mezi posuzovateli považovat za poměrně dobrou ( $\kappa$  = 0,613); v ostatních položkách však byla nižší. Jsou prezentovány faktory, které mohly tyto výsledky ovlivnit.

**Klíčová slova:** cut-off skóre, dekubit, inter-rater reliabilita, screening, Škála Bradenové.

### Abstract

**Aim:** The accuracy of the screening scales for identification of patients who are at risk of developing pressure sores has, so far, received only marginal attention in the Czech Republic. The aim was to extend a pilot study that focused on inter-rater reliability of the Braden Scale and to determine inter-rater reliability for a larger patient sample. **Methods:** Two raters performed independent assessments of 60 patients hospitalized with a neurological disease, using the Braden Scale. Total scores (max. 23 points) were dichotomized (at risk versus not at risk) using the recommended cut-off score (18 points). Using the kappa ( $\kappa$ ) coefficient, inter-rater reliability was expressed for the dichotomized total scores as well as for scores obtained for each category of the scale. **Results:** For the dichotomized total results, the  $\kappa$  coefficient was 0.564 (95% confidence interval [CI] = 0.182; 0.946). For the individual categories, the  $\kappa$  coefficient was as follows: “sensory perception” 0.557 (95% CI = 0.306; 0.808); “moisture” 0.454 (95% CI = 0.142; 0.766); “activity” 0.613 (95% CI = 0.425; 0.801); “mobility” 0.091 (95% CI = - 0.127; 0.309); “nutrition” 0.283 (95% CI = 0.095; 0.471); and “friction and shear” 0.554 (95% CI = 0.240; 0.868). **Conclusion:** For the dichotomized total scores, moderate inter-rater reliability ( $\kappa$  = 0.564) was obtained. For the category “activity”, the inter-rater reliability was quite good ( $\kappa$  = 0.613); for other categories, it was lower. Factors that may have affected the results are discussed.

**Key words:** cut-off score, pressure sore, inter-rater reliability, screening, Braden Scale.

### Úvod

K důležitým činnostem zdravotnického personálu zaměřeným na prevenci vzniku dekubitů je

posuzování rizika vzniku dekubitů podle jedné z existujících screeningových škál. Na základě tohoto posouzení se u rizikových nemocných zavádějí včasná preventivní opatření, která mají za cíl riziko

*korespondence: petra.mandysova@upce.cz*

vzniku dekubitů snížit. V České republice se nejčastěji používá Škála Nortonové nebo Modifikovaná Škála Nortonové, avšak v nedávné době byla do českého jazyka dle přesně definovaného postupu přeložena i Škála Bradenové (Mandysová, Ehler, Trejbalová, 2012).

Pro tuto škálu byla v pilotním šetření zjišťována shoda mezi dvěma posuzovateli, nazývaná též inter-rater reliabilita: ta byla nízká až průměrná (Mandysová, Ehler, Trejbalová, 2012, s. 141). Limitací výzkumu byl malý vzorek (20 respondentů), dále i fakt, že každý z posuzovatelů měl rozdílnou úroveň vzdělání i délku praxe (Mandysová, Ehler, Trejbalová, 2012, s. 141). Roli ve výzkumném šetření tohoto rázu může hrát i nejednotný postup při posuzování pacienta, nedostačující či nepřesné informace získané z dokumentace pacienta nebo při rozhovoru s ním a nejasné operační definice položek Škály Bradenové (Kottner, Dassen, 2008, s. 1508).

Při problematické inter-rater reliabilitě může být pacient jednou sestrou označen za rizikového a zároveň jinou sestrou za bezrizikového; tím se budou lišit i plánované ošetrovatelské intervence. Na straně jedné tak může dojít k plýtvání prostředků a intervencí u pacientů, kteří ve skutečnosti riziko vzniku dekubitů nemají, na straně druhé může být u pacientů potřebná péče v oblasti prevence rizika vzniku dekubitů opomenuta. Je tedy důležité co nejpresněji stanovit inter-rater reliabilitu výše uvedené škály (a i jiných škál) a zmapovat faktory, které ji ovlivňují.

## Cíle

Hlavním cílem práce bylo navázat na pilotáž autorů Mandysová, Ehler, Trejbalová (2012), která proběhla v roce 2011 a která se zabývala inter-rater reliabilitou (shodou mezi posuzovateli) Škály Bradenové, a zjistit shodu mezi dvěma posuzovateli u většího vzorku respondentů.

## Soubor

Sběr dat probíhal od března do listopadu 2012. Celkem bylo osloveno 70 pacientů hospitalizovaných na standardním oddělení neurologické kliniky krajské nemocnice, z nichž 65 souhlasilo s účastí ve výzkumném šetření a podepsalo informovaný souhlas a 60 z nich bylo úspěšných v kognitivním testu, „Testu-retestu minutové slovní produkce v kategorii zvířata“ (tzn., že byli schopni vyjmenovat alespoň 12 zvířat za jednu minutu) (Kopeček, Štěpánková, 2009). Úspěšnost v kognitivním testu byla podmínkou pro zařazení do šetření z toho důvodu, že pro získání některých dat byla potřebná adekvátní

spolupráce pacienta (smysluplné odpovědi na dotazy).

Průměrný věk pacientů v souboru byl 57 let (rozptyl 19 let až 79 let), nejčastější diagnózy byly následující: dorsalgie, bolest dolní části zad nebo lumbago s ischiasem (32 %), cévní mozková příhoda (22 %), onemocnění lumbálních a jiných meziobratlových plotének (16 %) a závrť (13 %). Ostatní diagnózy měly stejné (6%) zastoupení: roztroušená skleróza, epilepsie, neurologické komplikace diabetes mellitus.

## Metodika

U zmíněných 60 pacientů bylo zjišťováno riziko vzniku dekubitů za pomoci Škály Bradenové, přeložené autory Mandysová, Ehler a Trejbalová (2012). Škála obsahuje šest položek zaměřených na riziko vzniku dekubitů: a) „smyslové vnímání“, b) „vlhkost“, c) „aktivita“, d) „mobilita“, e) „výživa“, a f) „tření a střih“. Posouzení míry potíží je u každé položky odstupňované od 1 do 4 bodů (1 bod = nejzávažnější problém; 4 body = bez problému), pouze v položce „tření a střih“ je stupnice tříbodová (1 bod = nejzávažnější problém; 3 body = bez problému). Celkové bodové skóre se získá součtem bodů z jednotlivých kategorií.

Pacienty vyšetřovali dva posuzovatelé. Oba měli obdobné vzdělání a pracovní zkušenosti (studenti magisterského studijního programu ošetrovatelství, s praxí získanou v rámci studia). Oba prošli cca jednohodinovým proškolením přímo na oddělení, kdy byli přítomni posuzování pacientů sestrou s magisterským vzděláním (20 let praxe v oboru) zabývající se problematikou škál pro posuzování rizika vzniku dekubitů. První posuzovatel nejprve oslovil daného pacienta a zajistil podepsání informovaného souhlasu, pokud pacient s účastí v šetření souhlasil. Posuzovatel následně provedl kognitivní test a okamžitě jej vyhodnotil. Vzápětí (v případě úspěšnosti pacienta v kognitivním testu) první posuzovatel u pacienta posoudil riziko vzniku dekubitů za pomoci Škály Bradenové. Toto posouzení proběhlo vyšetřením pacienta, dotazováním pacienta a studiem jeho aktuální dokumentace. Riziko vzniku dekubitů bylo stejným způsobem do 24 hodin zopakováno, a to druhým posuzovatelem, který nevěděl, jaké skóre pacientovi přidělil první posuzovatel.

Celková skóre získaná za pomoci Škály Bradenové (max. 23 bodů) byla dichotomizována (riziko versus absence rizika) dle doporučeného cut-off (hraničního) skóre (18 bodů). Hodnoty  $\leq 18$  bodů představují

riziko vzniku dekubitů (Ayello, 2012), zatímco 19 a více bodů již riziko vzniku dekubitů nepředstavuje.

Pro vyhodnocení získaných dat byl použit statistický program IBM SPSS, verze 20. Inter-rater reliabilita byla vyjádřena pomocí koeficientu kappa ( $\kappa$ ), a to pro dichotomizovanou celkovou skóre i pro skóre v jednotlivých položkách, byla získána i hodnota standardní chyby (SCh). Z ní byly dopočítány oboustranné 95% konfidenční intervaly (intervaly

spolehlivosti) dle vzorce:  $\kappa - (1,96 \times SCh\kappa)$  až  $\kappa + (1,96 \times SCh\kappa)$ , (Sim, Wright, 2005, s. 265).

### Výsledky

Celková skóre dle obou posuzovatelů byla ve většině případů jen málo rozdílná. Po dichotomizaci výsledků došlo k rozdílu u 5 pacientů, a to u pacienta č. 2, 4, 16, 29 a 30 (tzn., že jeden posuzovatel zhodnotil pacienta jako bez rizika vzniku dekubitů a jeden jej označil za rizikového), (tab. 1).

Tab. 1 Celková skóre a dichotomizované výsledky

Číslo pacienta	Celkové skóre		Dichotomizovaný výsledek*		Číslo pacienta	Celkové skóre		Dichotomizovaný výsledek*	
	P 1	P 2	P 1	P 2		P 1	P 2	P 1	P 2
1	15	16	1	1	31	21	23	0	0
2	16	21	1	0	32	23	23	0	0
3	21	22	0	0	33	21	22	0	0
4	16	19	1	0	34	23	21	0	0
5	21	23	0	0	35	23	23	0	0
6	22	23	0	0	36	22	23	0	0
7	21	23	0	0	37	23	21	0	0
8	22	23	0	0	38	22	20	0	0
9	20	22	0	0	39	23	23	0	0
10	21	22	0	0	40	23	19	0	0
11	23	23	0	0	41	19	20	0	0
12	19	23	0	0	42	21	21	0	0
13	22	23	0	0	43	21	21	0	0
14	23	23	0	0	44	22	22	0	0
15	22	22	0	0	45	23	23	0	0
16	19	17	0	1	46	23	23	0	0
17	15	15	1	1	47	22	22	0	0
18	22	22	0	0	48	17	17	1	1
19	23	23	0	0	49	22	22	0	0
20	22	21	0	0	50	21	21	0	0
21	22	23	0	0	51	22	23	0	0
22	23	23	0	0	52	19	22	0	0
23	22	21	0	0	53	22	21	0	0
24	21	23	0	0	54	21	20	0	0
25	23	23	0	0	55	21	21	0	0
26	21	22	0	0	56	20	21	0	0
27	22	23	0	0	57	20	20	0	0
28	23	23	0	0	58	22	23	0	0
29	19	15	0	1	59	22	23	0	0
30	19	17	0	1	60	23	23	0	0

\*1 – prezenze rizika vzniku dekubitů (celkové skóre  $\leq$  18 bodů), 0 – absence rizika vzniku dekubitů (celkové skóre  $>$  18 bodů), n – rozsah vzorku, P – posuzovatel

Koeficient  $\kappa$  byl pro dichotomizovanou celkovou skóre 0,564 (95% konfidenční interval [KI] = 0,182; 0,946) a pro skóre v jednotlivých položkách byl následující: „smyslové vnímání“ 0,557 (95% KI = 0,306; 0,809); „vlhkost“ 0,454 (95% KI = 0,142; 0,766); „aktivita“

0,613 (95% KI = 0,425; 0,801); „mobilita“ 0,091 (95% KI = - 0,127; 0,309); „výživa“ 0,283 (95% KI = 0,095; 0,471); a „tření a stříh“ 0,554 (95% KI = 0,240; 0,868), (tab. 2).

Tab. 2 Míra shody mezi posuzovateli pro dichotomizované výsledky a pro jednotlivé kategorie

	Koeficient $\kappa$	95% KI
<b>Dichotomizované celkové skóre</b>	0,564	0,182; 0,946
<b>Kategorie</b>	Smyslové vnímání	0,557
	Vlhkost	0,454
	Aktivita	0,613
	Mobilita	0,091
	Výživa	0,283
	Tření a střih	0,554

$\kappa$  – kappa, KI – konfidenční interval

## Diskuse

Koeficient  $\kappa$  pro dichotomizovaná celková skóre ( $\kappa = 0,564$ ) byl jen o něco vyšší ve srovnání s pilotáží uskutečněnou v roce 2011 ( $\kappa = 0,474$ ) (Mandysová, Ehler, Trejbalová, 2012, s. 140). Koeficient  $\kappa$  může nabývat hodnot od -1 do 1, kde hodnota 1 představuje perfektní shodu, 0 představuje náhodu a negativní hodnoty představují shodu menší než náhodu, tedy potenciální systematickou neshodu mezi posuzovateli (Viera, Garrett, 2005, s. 361). Uvedený výsledek tak v našem šetření i v pilotáži představuje střední úroveň shody mezi posuzovateli (Dušek, Pavlík, Koptíková, 2007, s. 720; Viera, Garrett, 2005, s. 362). Zatímco pro jednotlivé kategorie získali Mandysová, Ehler a Trejbalová (2012, s. 140) nejnižší shodu mezi posuzovateli pro „smyslové vnímání“ ( $\kappa = 0,237$ ) a „tření a střih“ ( $\kappa = 0,364$ ), v našem šetření dosáhlo vyšší shody mezi posuzovateli jak „smyslové vnímání“ ( $\kappa = 0,557$ ), tak i „tření a střih“ ( $\kappa = 0,554$ ). Nejvyšší shodu mezi posuzovateli v pilotáži Mandysová, Ehlera a Trejbalové (2012, s. 140) vykazovala položka výživa ( $\kappa = 0,470$ ); ta však v našem šetření získala nižší shodu mezi posuzovateli ( $\kappa = 0,283$ ). Celkově v našem šetření koeficient  $\kappa$  převyšoval hodnotu 0,5 u tří položek z šesti, kdežto v pilotáži Mandysová, Ehlera a Trejbalové (2012, s. 140) této úrovně nedosáhl ani u jedné položky. Pro položku „aktivita“ koeficient  $\kappa$  dokonce přesáhl hodnotu 0,6 ( $\kappa = 0,613$ ) a tato úroveň shody je interpretována již jako poměrně vysoká (Viera, Garrett, 2005, s. 362).

Soubor (60 respondentů) byl větší než soubor autorů Mandysová, Ehler a Trejbalová (2012), čímž lze výpočet koeficientu  $\kappa$  považovat za přesný (Crewson, 2005, s. 1392). Avšak míra shody vyjádřená koeficientem kappa může být zkreslená v situacích, kdy se daný jev vyskytuje jen vzácně (Viera, Garrett, 2005, s. 362) – tak tomu mohlo být nejen v pilotáži Mandysová, Ehlera a Trejbalové (2012), ale i v našem šetření. Jak je patrné z výsledků, převážná většina respondentů byla hodnocena jako bez rizika (a žádný z nich neměl v době posuzování dekubit).

Zároveň je důležité se zaměřit na charakteristiku posuzovatelů a na otázku, zda při posuzování pacientů postupovali stejným způsobem. Posuzovatelé v našem šetření sice měli obdobné dosažené vzdělání a délku praxe, navíc oba posuzovatelé podstoupili stejné proškolení. Avšak přesnost posuzování pacienta mohla být ovlivněna právě jejich poměrně krátkou dobou v praxi, kdy i přes absolvování jednotného školení se později mohla vyskytnout neobvyklá situace vyžadující „speciální“ přístup k pacientovi (např. nedoslýchavost ovlivňující komunikaci, atd.). Přitom však samozřejmě ani u sester s delší praxí nelze zaručit jednotný způsob posuzování pacienta, což může vést k rozdílům v získaných výsledcích.

V této souvislosti je vhodné upozornit na šetření autorů Kottner a Dassen (2008), kteří zjišťovali shodu mezi posuzovateli německé verze Škály Bradenové na celkem osmi odděleních dvou domovů pro seniory. Na každém oddělení bylo posouzení prováděno dvěma 1–2členými týmy sester, přičemž délka praxe sester byla v rozmezí 0,5–30 let (Kottner, Dassen, 2008, s. 1504). Pro jednotlivé položky byly zjištěny velké rozdíly ve shodě mezi posuzovateli v závislosti na oddělení, kde bylo posouzení provedeno. Příkladem je položka „vlhkost“, pro kterou byla na oddělení číslo 8 získána velmi nízká shoda mezi posuzovateli ( $\kappa = 0,19$ ) a na oddělení číslo 3 naopak velmi vysoká shoda mezi posuzovateli ( $\kappa = 0,80$ ) (Kottner, Dassen, 2008, s. 1506). Podobně tomu bylo u položky „tření a střih“: nejnižší shoda mezi posuzovateli byla na oddělení číslo 5 ( $\kappa = 0,14$ ) a nejvyšší byla opět na oddělení číslo 8 ( $\kappa = 0,88$ ) (Kottner, Dassen, 2008, s. 1506). Avšak autoři se nezaměřovali na zjišťování důvodů, které vedly k těmto rozdílům. Z uvedených dvou příkladů je sice možno vyslovit domněnku, že roli mohla sehrát např. „lepší“ příprava či zkušenost sester na oddělení číslo 8, avšak tuto domněnku nepodporuje zjištění, že pro jiné položky („výživa“ a „smyslové vnímání“) byla na tomto oddělení shoda mezi posuzovateli naopak nižší než na většině ostatních oddělení.

Otázku faktorů ovlivňujících shodu mezi posuzovateli výše uvedení autoři otevřeli v diskuzi; dle jejich názoru mohla hrát roli nejen znalost a připravenost sester, ale i operační definice jednotlivých položek škály (Kottner, Dassen, 2008, s. 1508). Autoři konstatovali, že ty položky škály, které mají dlouhé operační definice (na rozdíl od ostatních položek se stručně formulovanými definicemi), měly v jejich šetření nižší shodu mezi posuzovateli. Avšak v našem šetření jsme tento jev pozorovali pouze u položky „výživa“. Kottner a Dassen (2008) přitom upozorňují, že právě tato položka obsahuje termíny s nejednoznačným významem (slova „občas“, „zřídka“), což může ztížit přesné posouzení pacienta.

Nutným předpokladem pro zajištění co nejvyšších výsledků v oblasti shody mezi posuzovateli je práce s dobře přeloženou škálou (pokud se jedná o cizojazyčnou škálu) do cílového jazyka. V případě Škály Bradenové autoři Mandysová, Ehler a Trejbalová (2012) postupovali dle přesně definované metodiky a svůj překlad považují za kvalitní. Avšak v české odborné literatuře existuje několik verzí Škály Bradenové a i dalších škál pro predikci rizika vzniku dekubitů, což je samozřejmě nežádoucí a může vést k nejednotnostem v oblasti ošetrovatelské diagnostiky.

Na závěr je třeba si uvědomit, že inter-rater reliabilita představuje pouze jeden aspekt spolehlivosti nástroje, který odpovídá na otázku, zda by při opakovaném měření stejného jevu (provedeným více než jedním posuzovatelem) byly získány stejné výsledky. Navíc je důležité se zabývat otázkou validity (platnosti), která zjišťuje, zda daný nástroj opravdu měří to, co má měřit (Endacott, Benbenishty, Seha, 2010, s. 65). Pokud totiž nástroj vykazuje problematickou reliabilitu a validitu, plán ošetrovatelské péče není založen na kvalitních údajích. Avšak co se týče škál pro predikci rizika vzniku dekubitů, v zahraniční odborné literatuře tyto otázky dosud nebyly zcela objasněny a česká odborná literatura se jimi zabývá jen výjimečně.

## Závěr

Šetření bylo zaměřeno na zjišťování inter-rater reliability (shody mezi posuzovateli) české verze Škály Bradenové pro predikci rizika vzniku dekubitů. Inter-rater reliabilita dichotomizovaných celkových skóre byla střední úrovně; v jednotlivých položkách byla nízká („výživa“:  $\kappa = 0,283$ ; „mobilita“:  $\kappa = 0,091$ ) až poměrně vysoká („aktivita“:  $\kappa = 0,613$ ). Ve srovnání s pilotním šetřením nedávno publikovaným v odborné literatuře sice došlo ke zlepšení koeficientu

kappa v některých položkách, ale ne ve všech. Další výzkum v této oblasti je tedy stále žádoucí. Cílem by mohlo být objasnění faktorů, které snižují shodu mezi posuzovateli při použití této škály, a také hlubší studium dalších aspektů její reliability i validity. Nutným předpokladem je práce s kvalitně přeloženou škálou.

## Etické aspekty a konflikt zájmu

Šetření bylo schváleno etickou komisí zmíněné nemocnice. Všichni respondenti byli informováni o účelu šetření a souhlasili se zařazením do výzkumného souboru; tento souhlas vyjádřili podepsáním informovaného souhlasu. Účast respondentů byla dobrovolná a všechny údaje byly zpracovány důvěrně. Autoři deklarují, že šetření nemá žádný konflikt zájmu.

*Podpořeno grantem SGFZS05/2012 Interní grantové agentury Univerzity Pardubice.*

## Bibliografické odkazy

- AYELLO, E. A. Predicting pressure ulcer risk. *Try This: Best Practices in Nursing Care to Older Adults* [online]. 2012. [cit. 2012-07-05]. Dostupné z: <[http://consultgerirn.org/uploads/File/trythis/try\\_this\\_5.pdf](http://consultgerirn.org/uploads/File/trythis/try_this_5.pdf)>.
- CREWSON, P. E. Reader agreement studies. *American Journal of Roentgenology*. 2005, 184(5), 1391-1397.
- DUŠEK, L., PAVLÍK, T., KOPTÍKOVÁ, J. Analýza dat v neurologii: VI. Přesnost, spolehlivost a reprodukovatelnost měření u diskrétních dat. *Česká a slovenská neurologie a neurochirurgie*. 2007, 70/103(6), 719-721.
- ENDACOTT, R., BENBENISHTY, J., SEHA, M. Preparing research instruments for use with different cultures. *Intensive and Critical Care Nursing*. 2010, 26, 64-68.
- KOPEČEK, M., ŠTĚPANKOVÁ, H. Test-retest minutové slovní produkce v kategorii zvířata a kratších variant u seniorů. *Psychiatrie*. 2009, 13(2-3), 61-65.
- KOTTNER, J., DASSEN, T. An interrater reliability study of the Braden scale in two nursing homes. *International Journal of Nursing Studies*. 2008, 45, 1501-1511.
- MANDYSOVÁ, P., EHLER, E., TREJBALOVÁ, L. Česká verze Škály Bradenové: metodika překladu a shoda mezi posuzovateli. *Ošetrovatel'stvo*. [online]. 2012, 2(4), 137-142. [cit. 2013-01-01]. Dostupné z: <[http://www.osetrovatelstvo.eu/\\_files/2012/04/137-ceska-verze-skaly-bradenove-metodika-prekladu-a-shoda-mez-posuzovateli.pdf](http://www.osetrovatelstvo.eu/_files/2012/04/137-ceska-verze-skaly-bradenove-metodika-prekladu-a-shoda-mez-posuzovateli.pdf)>.
- SIM, J., WRIGHT, C. C. The kappa statistic in reliability studies: Use, interpretation, and sample size requirements. *Physical Therapy*. 2005, 85(3), 257-268.
- VIERA, A. J., GARRETT, J. M. Understanding interobserver agreement: The kappa statistic. *Family Medicine*. [online]. 2005, 37(5), 360-363. [cit. 2012-07-05]. Dostupné z: <[http://www1.cs.columbia.edu/~julia/courses/CS6998/Interrater\\_agreement.Kappa\\_statistic.pdf](http://www1.cs.columbia.edu/~julia/courses/CS6998/Interrater_agreement.Kappa_statistic.pdf)>.