VÍCESKUPINOVÁ ANALÝZA FAKTOROVÉ STRUKTURY INVENTÁŘE SOCIÁLNÍ TĚLESNÉ ÚZKOSTI

THE SOCIAL PHYSIQUE ANXIETY SCALE: MULTI-SAMPLE ANALYSIS OF FACTOR STRUCTURE IN CZECH POPULATION

I. Harbichová¹ & M. Komarc²

¹ Katedra pedagogiky, psychologie a didaktiky TV a sportu

² Katedra kinanthropologie, humanitních věd a managementu sportu, Fakulta tělesné výchovy a sportu, Univerzita Karlova v Praze

ABSTRACT

The translated Czech version of Social physique anxiety scale (SPAS) was originally validated in a sample of university students participating in variety of sports (viz. Harbichová, 2009). According to Motl and Conroy (2001) however, the structure of SPAS should be evaluated across samples of individuals differing in physical fitness and activity levels. In this study we examined the factorial invariance of SPAS across two samples of university students differing in frequency of participating in physical activities. Using structural equation modeling (confirmatory factor analysis) we identified invariance of factor structure, factor loadings, item uniquenesses and factor variance across both samples. Causal model with latent variable was used to indicate that women had higher latent mean score on the 8-item SPAS than men. We can recommend the 8-item SPAS to be used in studies of social physique anxiety in Czech population.

Keywords: physical self; social physique anxiety; physical activity; factor analysis; factorial validity

SOUHRN

Inventář sociální tělesné úzkosti (SPAS – social physique anxiety scale) byl původně v ČR validizován na vzorku sportujících studentů (viz. Harbichová, 2009). Motl a Conroy (2001) však upozorňují na potřebu evaluace faktorové struktury SPAS u skupin s různou úrovní tělesné kondice i frekvence vykonávání pohybových aktivit. I proto bylo cílem této studie testování invariance faktorové struktury u dvou různých skupin studentů (studenti FF UK v Praze, N=96 a studenti FTVS UK v Praze, N=110). Výsledky více-skupinové faktorové analýzy poukazují na invarianci faktorové struktury, faktorových zátěží, jedinečností i rozptylů faktorů v případě unidimenzionálního modelu 8 položkové české verze SPAS. Kauzální model potvrdil očekávané rozdíly v sociální tělesné úzkosti mezi muži a ženami. Modifikovanou 8 položkovou verzi SPAS lze tedy doporučit k využití ve výzkumu sociální tělesné úzkosti v českém prostředí.

Klíčová slova: tělesné sebepojetí; pohybové aktivity; faktorová analýza; faktorová validita

Úvod

Jedním z výzkumných témat psychologie a psychologie sportu, které spadá do oblasti tělesného sebepojetí, je problematika sociální tělesné úzkosti (SPA – social physique anxiety; Hart, Leary & Rejeski, 1989). V dnešní době je již uznána multidimenzionální a hierarchická povaha celkového sebepojetí (zahrnuje v sobě prvky kognitivní, emocionální i behaviorální, je složené z charakteristik, kompetencí, atributů a rolí jedince), což umožňuje studovat tělesné sebepojetí zvlášť. Právě vzhledem k významu tělesného sebepojetí

v sebepojetí celkovém, lidé mohou pociťovat obavu, jak je jejich tělo, tělesný vzhled, hodnocen druhými. Tato obava se nazývá sociální tělesná úzkost (SPA). Autoři (Hart, Leary & Rejeski, 1989) definují SPA jako podtyp sociální úzkosti, která je výsledkem reálné situace či pouhé představy, kdy dochází k interpersonálnímu hodnocení jedince, které zahrnuje i jeho fyzickou stránku, tělesný vzhled. SPA je tedy pociťovaná obava z možného negativního hodnocení našeho těla druhými.

SPA koreluje s množstvím psychosociálních proměnných, mezi které patří celková a tělesná sebeúcta (Kowalski, Crocker & Kowalski, 2001), nespokojenost s tělesnou hmotností a vzhledem těla (Crawford & Eklund, 1994), stravovací návyky (Haase & Prapavessis, 1998), motivace a adherence ke cvičení a celkové cvičební chování (Hart, Leary & Rejeski, 1989). Z dosavadních výzkumů víme, že SPA může od participace na pohybových aktivitách odrazovat (Hart, Leary & Rejeski, 1989; Leary, 1992). Jedinci s vysokým stupněm SPA se odmítají účastnit pohybových aktivit právě kvůli obavám z prezentace vlastního těla (Hart, Leary & Rejeski, 1989). Nejruznější pohybové aktivity jsou totiž často vnímány jako sebeprezentační hrozba, jelikož je většina z nich provozována v prostředí, kde je na tělo kladen velký důraz a kde může být hodnoceno (McAuley & Burman, 1993; Eklund & Crawford, 1994). Na druhé straně SPA může být hlavním zdrojem motivace pro účast na pohybových aktivitách (Crawford & Eklund, 1994; Eklund & Crawford, 1994; Leary, 1992). Ženy často udávají, že motivací k pohybové aktivitě jsou právě sebeprezentační obavy zahrnující tělesnou hmotnost, svalový tonus a celkový fyzický vzhled (Bane & McAuley, 1998; Frederick & Shaw, 1995; Crawford & Eklund, 1994; Cash, 1990). Mimo jiné, SPA může hrát velmi významnou roli ve výběru samotných pohybových aktivit (Fredecick & Morrison, 1996), v tom kde a s kým lidé cvičí (Spink, 1992), jaká je emoční odpověď na cvičení (Focht & Hausenblas, 2003), kolik snahy a úsilí je vynaloženo ve sportovním kontextu (Fredecick & Morrison, 1996; Bouchter, Fleischer-Curtian & Gines, 1988). Fredecick a Morrison (1996) například prokázali, že ženy s vyšším stupněm SPA dávají přednost aktivitám typu fitness (běhání, posilování) před kolektivními sporty. Tento výběr může být způsoben tím, že aktivity typu fitness jsou více zaměřeny na zlepšování (udržení) tělesného vzhledu než aktivity jiné (např. kolektivní sporty) a díky tomu mohou snižovat prožitky SPA efektivněji. Spink (1992) shledal, že ženy s vyššími skóry SPA preferují cvičení v soukromí (doma) před cvičením ve veřejných zařízeních (fitness kluby, sport centra, atd.), kde je na vzhled těla kladen příliš velký důraz a ženy podle něho mohou být posuzovány.

Navzdory využitelnosti SPA, jako prediktora cvičebního chování (např.: Brunet & Sabiston, 2009), existují určité nesrovnalosti v pojetí její faktorové struktury. I proto si tato studie klade za cíl srovnání faktorové struktury SPA (měřenou SPAS) u dvou skupin studentů s různou frekvencí vykonávání pohybových aktivit.

Měření SPA

Ve snaze kvantifikovat míru, ve které lidé SPA zažívají, Hart, Leary & Rejeski (1989) vytvořili Social physique anxiety scale (SPAS).

Ačkoliv byla SPAS původně vytvořena jako unidimensionální škála, obsah jednotlivých položek, stejně jako explorativní faktorová analýza (FA) směřovaly k odhalení dvou faktorů. Navíc konfirmativní FA nevykazovala dobrý fit v případě jednofaktorového modelu SPAS. I proto se někteří autoři přikláněli k názoru, že SPAS je multidimensionální povahy. Například Eklund, Hart & Mack (1996) dospěli k závěru, že hierarchický model se dvěma faktory prvního řádu, nazvanými tělesný komfort a očekávání negativního hodnocení a jedním generálním faktorem, reprezentujícím SPA, je nejefektivnější při popisu pozorovaných dat. Tento pohled byl kritizován Martinovou et al. (1997), která se domnívala, že jeden z faktorů, vyplývající z Eklundovy analýzy a to faktor označující tělesný komfort, je zavádějící, protože není založen na sebeprezentační teorii, ani nevychází z celkového konceptu SPA.

Na rozdíl od obsahu jednotlivých položek, jen málo pozornosti bylo do té doby věnováno jejich formulaci, jako možnému zdroji neprůkaznosti faktorové struktury SPAS. Motl a Conroy (2000) však poukázali na přítomnost tzv. „metodologických efektů“ (method effect) v SPAS. Metodologické efekty představují náhodnou chybu měření způsobenou negativně, či pozitivně formulovanými položkami (Tomás & Oliver, 1999). Motl a Conroy (2001) dospěli k závěru, že po odstranění metodologických efektů je faktorová struktura SPAS u vzorku mužů a žen invariantní. I studie Haggera et al. (2007) potvrdila, že testované osoby odpovídají odlišně na pozitivně a negativně formulované položky. Ve snaze předejít problémům s metodologickými efekty, autoři navrhli vyloučení pozitivně formulovaných položek. Takto modifikovaná verze vykazala invarianci faktorové struktury (včetně stejných faktorových zátěží) u pěti evropských národů (Hagger et al., 2007).

I navzdory dosaženým výsledkům (které poukazují na invarianci faktorové struktury SPAS u mužů a žen, i v odlišných národech) upozorňují autoři (Motl & Conroy, 2001) na potřebu srovnání faktorové struktury SPAS u skupin s různou úrovní tělesné kondice či frekvence vykonávání pohybových aktivit. Takové srovnání zatím nebylo provedeno.

Metodika

Výzkumný soubor představovaly dvě skupiny studentů: 96 studentů FF UK v Praze (průměrný věk: 22,05 (SD=2,47); průměrný BMI: 22,20 (SD=2,72); 56 mužů, 40 žen) a 110 studentů FTVS UK v Praze (průměrný věk: 20,63 (SD=1,63); průměrný BMI: 22,47 (SD=2,02); 64 mužů, 46 žen).

U obou skupin jsme zjišťovali participaci na pohybových aktivitách (Ve svém volném čase se věnuji nějaké formě pohybové aktivity – ano, ne), případně frekvenci jejího vykonávání (Pohybovou

Tabulka 1. – Indexy fitu jednofaktorového modelu 8 položkové verze SPAS u studentů Filozofické fakulty UK v Praze (FF) a studentů Fakulty tělesné výchovy a sportu UK v Praze (FTVS).

Table 1. – Fit indices of 8 item version of SPAS in Faculty of Arts (FF) and Faculty of physical education and sport (FTVS) students.

	S-B χ^2	p	s.v.	*RMSEA	CFI	NNFI	SRMR
FF	37,7	0,009	20	0,047 - 0,141	0,97	0,96	0,07
FTVS	37,6	0,009	20	0,043 - 0,133	0,98	0,97	0,05

Legenda:

S-B χ^2 – Satorra-Bentler scaled chi-square,

*RMSEA – root mean square error of approximation, * - 90% konfidenční interval,*

CFI – comparative fit index,

NNFI – non-normed fit index,

SRMR – standardized root mean square residual,

s. v. – stupně volnosti.

aktivitu vykonávám – 1x týdně, 2x týdně, 3x týdně, 4 a více). Pomocí χ^2 testu dobré shody byly identifikovány rozdíly ve vykonávání pohybových aktivit u obou skupin ($p < 0,5$). Rozdíl mezi skupinami studentů byl statisticky signifikantní jak v případě podílu osob věnujících se pohybové aktivitě ($\chi^2 = 55,17$; sv. = 1), tak ve frekvenci jejího vykonávání ($\chi^2 = 48,44$; sv. = 3).

Úroveň SPA u našich respondentů jsme měřili pomocí dotazníku SPAS (Social physique anxiety scale), který obsahuje výroky týkající se obav nebo úzkosti, kterou lidé zažívají při prezentování svého těla v hodnotícím kontextu. Každá z položek SPAS je kvantifikována pomocí Likertovy 5 stupňové škály, na které respondenti vyznačují míru, s jakou jsou pro ně jednotlivé položky pravdivé nebo charakteristické (1 – vůbec ne, ..., 5 – absolutně ano).

Pro analýzu struktury SPAS, u obou skupin, byla využita metoda strukturálního modelování (SEM – structural equation modeling, např.: Blahuš, 2010; Štochl, 2008) a statistický software LISREL 8.7 (Jöreskog & Sörbom, 2005).

Jelikož předmětem studie bylo srovnání struktury u dvou různých skupin, zvolili jsme více-skupinový (multi-sample, multi-group) přístup (Byrne, 2012). Prvním krokem, ve více-skupinové analýze v rámci SEM, je nalezení optimálního modelu, kdy analyzujeme korelační (kovariační) matice obou skupin samostatně. Po nalezení optimálního modelu následuje simultánní analýza korelačních (kovariačních) matic obou skupin, kdy jsou na parametry modelů kladeny různé stupně restrikce.

Pro více-skupinovou analýzu jsme v této studii zvolili jako výchozí zkrácenou 8 položkovou verzi SPAS. Vzhledem k přítomnosti metodologických efektů spojených s formulací jednotlivých položek, byly na základě výsledků předešlých výzkumů (viz. Harbichová & Komarc, 2012) z původního inventáře odstraněny pozitivně formulované položky. Takto upravená verze nám posloužila k otesto-

vání čtyř zahnížděných modelů (nested models), kdy každý testovaný model obsahoval omezení modelu předchozího, plus nějaké další omezení (Bollen, 1989). Tímto způsobem byly otestovány modely, kdy jsme postupně předpokládali: a) invariantní počet faktorů, b) invariantní faktorové zátěže, c) invariantní jedinečnosti, d) invariantní rozptyly faktorů.

Vzhledem k ordinálnímu charakteru manifestních proměnných, byly pro účely SEM v PRELISu vypočítány dvě matice polychorických korelací, zvláště pro obě skupiny. Spolu s asymptotickou kovariační maticí byly použity pro analýzu jednotlivých strukturálních modelů v LISRELu.

Pro výpočet parametrů modelů byla využita metoda robustního maximálně věrohodného odhadu (např.: Jöreskog & Sörbom, 2005). Hodnocení vhodnosti (fitu, dobré shody) modelů bylo prováděno na základě chi-kvadrát statistiky (S-B χ^2 , viz. Jöreskog, 2005) a hodnot reziduální matice (SRMR – standardized root mean square residuals). K hodnocení fitu jsme dále vybrali nejpoužívanější indexy v oblasti SEM: root mean square error of approximation (RMSEA), u kterého hodnoty 0,08 naznačují přijatelnost modelu; comparative fit index (CFI) a non-normed fit index (NNFI), u kterých jsou žádoucí hodnoty blíží se 1 (např.: Urbánek, 2000). Jelikož v rámci více-skupinové analýzy byly námi testované modely zahnížděné, využili jsme pro jejich vzájemné srovnání také test rozdílu chi-kvadrát statistiky (Kline, 1998). Tento test umožňuje testovat statistickou významnost rozdílu (zlepšení, případně zhoršení modelu) při přechodu od jednoho modelu ke druhému.

Kauzální model s latentní proměnnou (McDonald, 1991) a jedním prediktorem (pohlaví) jsme využili k ověření vlivu pohlaví na úroveň SPA (společná korelační matice pro obě skupiny).

Případné testy statistické významnosti jsme prováděli na hladině významnosti $\alpha=0,05$.

Tabulka 2. – Indexy fitu více-skupinové konfirmativní faktorové analýzy modifikované 8 položkové verze SPAS.

Table 2. - Fit indices of multi-sample confirmatory factor analysis of modified 8 item version of SPAS

Model	S-B χ^2	P	s.v.	*RMSEA	SRMR	CFI	NNFI	$\Delta\chi^2$ (s.v.)
M1- Invariantní počet faktorů	75,3	0,001	40	0,055 - 0,124	0,05	0,97	0,97	
M2- Invariantní faktorové zátěže	81,5	0,001	47	0,054 - 0,118	0,07	0,97	0,97	6,2 (7) ^o
M3- Invariantní jedinečnosti	72,8	0,053	55	0,000 - 0,091	0,07	0,99	0,99	8,7 (8) ^o
M4- Invariantní rozptyly faktorů	74,2	0,052	56	0,000 - 0,090	0,05	0,99	0,99	1,4 (1) ^o

Legenda:

S-B χ^2 – Satorra-Bentler scaled chi-square,

*RMSEA – root mean square error of approximation, * - 90% konfidenční interval,*

CFI – comparative fit index,

NNFI – non-normed fit index,

SRMR – standardized root mean square residual,

s. v. – stupně volnosti,

$\Delta\chi^2$ – změna χ^2 mezi jednotlivými modely,

^o – změna χ^2 mezi jednotlivými modely není statisticky významná ($p > 0,05$).

Výsledky

Výsledky konfirmativní faktorové analýzy (CFA – confirmatory factor analysis) modifikované 8 položkové verze SPAS (viz. Metodika) jsou uvedeny v tabulce 1 pro obě sledované skupiny samostatně. Zde jsme předpokládali, že všech osm položek měří jeden latentní teoretický konstrukt SPA (unidimenzionalita inventáře).

I když je chi-kvadrát statistika v obou případech statisticky významná ($p=0,009$), hodnoty ostatních indexů (zejména nevysvětlené korelace – SRMR = 0,07 resp. 0,05) poukazují na přijatelnost modelu a vhodnost 8 položkové verze pro více-skupinovou analýzu.

V tabulce 2 uvádíme sekvenci testování čtyř zahnížděných modelů, kdy jsme analyzovali korelační matice obou skupin simultánně. Jako první byl otestován model, kdy jsme u obou skupin předpokládali stejný počet faktorů (jeden). Jelikož unidimenzionální model 8 položkové verze SPAS dosáhl u obou skupin akceptovatelného fitu (viz. Tabulka 1), nebyly výsledky více - skupinové analýzy překvapením. V podstatě všechny indexy měly přijatelné hodnoty (CFI = 0,97; NNFI = 0,97; SRMR = 0,05) a potvrdily invarianci faktorové struktury u obou pozorovaných skupin. Na základě výsledků můžeme tedy tvrdit, že u skupin s různou frekvencí vykonávání pohybových aktivit je pomocí SPAS měřen invariantní počet faktorů.

V dalším testovaném modelu (M2) jsme omezili faktorové zátěže tak, aby byly mezi skupinami invariantní. Vzhledem k tomu, že je model M2 restriktivnější než model předchozí, nárůst hodnoty chi-kvadrát statistiky a tedy zhoršení fitu modelu jsme očekávali. Toto zhoršení však nebylo statisticky významné na hladině významnosti $\alpha=0,05$ ($\chi^2= 6,2$ (7), $p = 0,052$). Navíc také ostatní indexy, hodnotící model, poukazují na jeho

přijatelnost (CFI = 0,97; NNFI = 0,97; SRMR = 0,07).

V modelu M3 jsme kromě invariantní faktorové struktury i invariantních faktorových zátěží předpokládali navíc invariantní jedinečnosti manifestních indikátorů u obou skupin. Tento model (M3) překvapivě vykázal na základě chi-kvadrát statistiky zlepšení oproti modelu předchozímu. I když rozdíl mezi modely M3 a M2 nebyl statisticky významný ($\chi^2= 8,7$ (8), $p = 0,36$), p-hodnota chi-kvadrát statistiky (0,053) vypovídá o dobré shodě modelu M3 s daty. O lepší shodě modelu M3 (oproti modelu M2) vypovídá i 90% konfidenční interval RMSEA (0 – 0,09), stejně jako zvýšení hodnot CFI a NNFI (0,99).

Posledním testovaným modelem byl model s invariantním rozptylem faktorů u obou skupin (M4). Hodnoty indexů CFI, NNFI i RMSEA poukázaly na akceptovatelný fit tohoto modelu (viz. Tabulka 2). Podobně jako v předchozím případě, nesignifikantní hodnota chi-kvadrát statistiky ($p=0,052$) naznačuje vhodnost modelu M4 pro popis námi získaných dat. Výsledky tedy napovídají, že nejméně nevhodným modelem je v našem případě právě model M4.

Potom co jsme shledali, že je faktorová struktura 8 položkové verze invariantní u obou skupin, zajímal nás rozdíl v SPA mezi muži a ženami. Na základě výsledků kauzálního modelu s latentní proměnnou (SPA) a jedním manifestním predikátorem (pohlaví) je možné tvrdit, že existuje významný vliv pohlaví na míru prožívané SPA (regresní koeficient 0,61, $p<0,05$). Ženská část našeho souboru měla vyšší průměrný skóre SPA než muži. Proměnná pohlaví vysvětlila 37% rozptylu latentní proměnné, měřené pomocí modifikované verze SPAS.

Diskuze

V předkládané studii jsme se na základě doporučení Motla a Conroye (2001) pokusili ověřit invarianci faktorové struktury SPAS u skupin s různou frekvencí vykonávání pohybových aktivit.

Modifikovaná unidimenzionální 8 položková česká verze SPAS, vygenerovaná na základě předešlých výzkumů (Harbichová & Komarc, 2012), vykazovala akceptovatelnou shodu u dvou skupin s různou frekvencí vykonávání pohybových aktivit. Následná více-skupinová analýza poukázala na těsnou cross-validitu („tight“ cross-validity, viz. MacCallum et al., 1994) této 8 položkové verze SPAS u obou skupin. Faktorová struktura, faktorové zátěže, jedinečnosti indikátorů i rozptyly faktorů byly u pozorovaných skupin invariantní. Modifikovaná 8 položková česká verze SPAS tedy měří latentní konstrukt sociální tělesné úzkosti (SPA) velmi podobně i u skupin s různou frekvencí vykonávání pohybových aktivit. Můžeme tedy v souladu s Motlem a Conroyem (2001, 2000) i Haggerem et al. (2007) tvrdit, že modifikovaná verze SPAS, bez pozitivně formulovaných položek, poskytuje smysluplné srovnání průměrných skóre u různých skupin. I proto doporučujeme, pro dokonalé měření tohoto důležitého sebeprezentativního teoretického konstruktů v českém prostředí, využití 8 položkové unidimenzionální verze SPAS.

Na základě předešlých výzkumů (Hart, Leary & Rejeski, 1989; Harbichová, Komarc & Mudrák, 2011) jsme předpokládali rozdíly v míře SPA u obou pohlaví. Tento předpoklad se potvrdil i s využitím odlišných statistických metod, v našem případě s využitím kauzálního modelu s latentní proměnnou (McDonald, 1991). Výsledky jsou konzistentní s předchozími zjištěními (Martin & Mack, 1996; Motl & Conroy, 2000) a poukazují na vyšší průměrný skóre SPA u ženské části populace, což může mít souvislost s moderními kulturními trendy a sociálním tlakem kladeným na mladé ženy (ideál postavy, ...). Tento fakt opět podporuje validitu inference skóre z modifikované 8 položkové české verze SPAS.

Další výzkumy by se měly zaměřit na využitelnost teoretického konstruktů SPA v predikci cvičebního chování. Bylo by například zajímavé zjistit, jaký vztah má SPA k míře prožitku (potěšení) či vnitřní motivaci při vykonávání pohybových aktivit v různém kontextu.

Literatura

Blahuš, P. (2010). *Methodology-based introduction to behavioral statistics, test theory and the latent factors model*. (Unpublished manuscript).
Bollen, K., A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.
Bouchter, S., H, Fleischer-Curtian, L., A. & Gines, S., D. (1988) The effect of self-presentation on

perceived exertion. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 10, 270-280.

Brunet, J. & Sabiston, C., M. (2009). Social physique anxiety and physical activity: A self-determination theory perspective. *Psychology of Sport and Exercise*, 10, 329-335.

Byrne, M. B. (2012). *Structural equation modeling with Mplus*. Routledge: New York.

Crawford, S. & Eklund, R., C. (1994). Social physique anxiety, reasons for exercise, and attitudes toward exercise settings. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 16, 70-82.

Eklund, R., C. & Crawford, S. (1994). Active women, social physique anxiety, and exercise. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 16, 431-448.

Eklund, R., C., Hart, E. & Mack, D. (1996). Factorial validity of the Social physique anxiety scale for females. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 18, 281-295.

Focht, B., C. & Hausenblas, H., A. (2003). State anxiety responses to acute exercise in women with high social physique anxiety. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 25, 123-144.

Frederick, C., J. & Morrison, C., S. (1996). Social physique anxiety: Personality constructs, motivation, exercise attitudes and behavior. *Perceptual and Motor Skills*, 82, 963-972.

Haase, A., M. & Prapavessis, H. (1998). Social physique anxiety and eating attitudes: moderating effects of body mass and gender. *Psychology, Health and Medicine*, 3, 201-210.

Hagger, M., S., Asci, F., H., Lindwall, M., Hein, V., Mülazimoglu-Balli, Ö., Tarrant, M., Pastor Ruiz, Y. & Sell, V. (2007). Cross-cultural validity and invariance of the social physique anxiety scale in five European nations. *Scandinavian Journal of Medicine and Science in Sport*, 17, 703-719.

Harbichová, I. (2009). *Překlad a mezikulturní validizace Social physique anxiety scale (SPAS)*. Unpublished manuscript, Grantová agentura UK, Praha.

Harbichová, I., Komarc, M., & Mudrák, J. (2011). Sociální tělesná úzkost u sportujících vysokoškoláků. *Česká kinantropologie*, 15, 41-46.

Harbichová I. & Komarc, M. (2012). Struktura inventáře sociální tělesné úzkosti. In J. Suchý et al. (Eds.), *Scientia movens, Sborník příspěvků z mezinárodní studentské vědecké konference* (241-247): UK, FTVS.

Hart, E., A., Leary, M., R. & Rejeski, W., J. (1989). The measurement of social physique anxiety. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 11, 94-104.

Jöreskog, K., G. (2005). *Structural equation modeling with ordinal variables using LISREL*. Retrieved 23. 10., 2010, from <http://www.ssicentral.com/lisrel/techdocs/ordinal.pdf>

- Jöreskog, K., G. & Sörbom, D. (2005). Lisrel (Version 8,71). Lincolnwood, Illinois: Scientific Software International, Inc.
- Kline, R., B., (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford.
- Kowalski, N., P., Crocker, P., R., E. & Kowalski, K., C. (2001). Physical self and physical anxiety relationships in college women: does social physique anxiety moderate effects? *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 72, 55-62.
- MacCallum, R., Roznowski, M., Mar, C., M. & Reith, J., V. (1994). Alternative strategies for cross-validation of covariance structure models. *Multivariate behavioral research*, 29, 1-32.
- Martin, K., A., & Mack, D. (1996). Relationships between self-presentation and sport competition trait anxiety: A preliminary study. *Journal of sport and exercise psychology*, 18, 75-82.
- Martin, K., A., Rejeski, W., J., Leary, M., R., McAuley, E. & Banc, S. (1997). Is the social physique anxiety scale really multidimensional? Conceptual and statistical arguments for a unidimensional model. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 19, 359-367.
- McDonald, R., P. (1991). *Faktorová analýza a příbuzné metody v psychologii*. (P. Blahuš, překlad). Praha: Academia.
- Motl, R., W. & Conroy, D., E. (2000). Validity and factorial invariance of the social physique anxiety scale. *Medicine, Science, Sports and Exercise*, 32, 1007-1017.
- Motl, R., W. & Conroy, D., E. (2001). The social physique anxiety scale: Cross validation, factorial invariance and latent mean structure. *Measurement in physical education and exercise science*, 2, 81-95.
- Spink, K., S. (1992). Relation of anxiety about social physique to location of participation in physical activity. *Perceptual and Motor Skills*, 74, 1075-1078.
- Štochl, J. (2008). *Structure of motor symptoms of Parkinson's disease*. Praha: Karolinum press.
- Tomás, J., M. & Oliver, A. (1999). Rosenberg's self-esteem scale: two factors or method effects. *Structural Equation Modeling*, 6, 84-98.
- Urbánek, T. (2000). *Strukturální modelování v psychologii*. Brno: Edice.

Mgr. Ivana Harbichová
UK FTVS
J. Martího 31
162 52, Praha 6-Vešelavín
harbichova@ftvs.cuni.cz