STRUKTURÁLNÍ ANALÝZA MODELU ŽIVOTNÍ SPOKOJENOSTI ADOLESCENTŮ[1]

JIŘÍ KOŽENÝ, LADISLAV CSÉMY, LÝDIE TIŠANSKÁ
Psychiatrické centrum Praha
Univerzita Karlova, 3. lékařská fakulta, Praha

ABSTRACT

Structural equation modeling of adolescents' life satisfaction

J. Kožený, L. Csémy, L. Tišanská

Objectives: The aim of the study was to test the effect of emotional support and family cohesion on the relationship among life satisfaction, somatic/psychic problems and adaptation to school environment.

Subjects and setting: The subjects consisted of 921 15-year-old Czech pupils (508 girls and 413 boys). The data, extracted from the Health Behaviour in School-aged Children International data archive, were collected using structured questionnaire in school environment.

Statistical analysis: Relations among variables based on an estimate of the asymptotic sampling covariance matrix of the polychoric sample correlations, were analyzed by structural equation modeling using Generally Weighted Least Square iterative procedure.

Results: Analysis of data using SEM brought acceptable support for the proposed model assuming effect of emotional support and family cohesion on the relationships among life satisfaction, somatic/psychic problems and adaptation to school environment. Model accounted for 31% and 35% of variance of boys and girls life satisfaction, respectively. The magnitude of congruence between the model and the data was noteworthy. Indices reflect that the model fits well and was also, apart from interfactor correlations and notably from error variances, gender invariant. Standardized effects of emotional support and family cohesion on the life satisfaction, and family cohesion on adaptation to school environment were very similar and statistically significant for both groups. Nevertheless, it seems that life satisfaction of girls is noticeably more strongly associated with the degree of perceived emotional support, and also their adaptation to school environment could be more potent source of somatic/psychic problem in comparison to boys.

Study limitation: Structural equation models are essentially correlational in nature. Consequently, even with adequate fit indices and the explanation of a large proportion of variance in the criterion construct, other models could be equally viable. The present study is subject to several limitations. First, the findings require replication with an independent sample. Second, because the data relied on self-report measures, replication studies that include third-party observations of the participants' behavior would be desirable.

key words:
well-being,
adolescents,
SEM

klíčová slova:
životní spokojenost,
adolescenti,
SEM

ÚVOD

Životní spokojenost je konstrukt, sledovaný v mnoha pracích, které se zabývají zdravím nebo chováním vztahujícím se ke zdraví (Alperstein, Raman, 2003; Irwin et al., 2002; Hassmen et al., 2000). Podle poznatků z výzkumů jde o významnou kompo-

Došlo: 26. 6. 2006; J. K., L. C., L. T.; Laboratoř psychometrických studií, Psychiatrické centrum Praha, Ústavní 91, 181 03 Praha 8; e-mail: kozeny@pcp.lf3.cuni.cz

[1] Studie byla financována z grantu GA ČR, reg. č. 406/05/2607.

nentu, do níž se promítá percepce vlastního zdravotního stavu a celková úroveň kvality života. Pojmovému vymezení životní spokojenosti byla věnována řada prací (např. Cantril, 1965; Diener, 1984. Diener et al., 1999). Diener, který vytvořil jednu z nejrozšířenějších škál na měření životní spokojenosti (Satisfaction With Life Scale, Diener et. al., 1985), považuje životní spokojenost za koncept, který je jednou ze tří součástí subjektivně pociťované pohody (subjective well-being [SWB]). Vedle životní spokojenosti, kterou považuje za kognitivní složku SWB, počítá Diener ještě s příjemnými afekty a nepříjemnými afekty, jako jeho dvěmi dalšími komponentami. V odborné literatuře však není odlišování pojmů životní spokojenosti a SWB důsledné ani jednotné. Pro českou psychologii představuje určitý problém i skutečnost, že se dosud v odborném jazyce nevžil jednotný český ekvivalent pro SWB, i když patrně nejvýstižnější je překlad *osobní pohoda* (Kebza, Šolcová, 2003).

Literatura věnovaná problematice životní spokojenosti a SWB je velmi rozsáhlá a v rámci úvodu empirického příspěvku můžeme podat jen dílčí a nutně selektivní informaci o výzkumu v dané oblasti. Převažující část výzkumných prací věnovaných faktorům, které se podílejí na utváření životní spokojenosti, byla orientována na individuálně psychologické činitele. Diener et al. (1995) zjistili souvislost mezi extraverzí a životní spokojeností. K podobným výsledkům dospěl i Blatný (2001), který sledoval osobnostní determinanty životní spokojenosti adolescentů. Sebehodnocení je dalším z často udávaných psychologických charakteristik, které významně korelují se životní spokojeností (Kwan et al., 1997; Lašek, 2004). Významný vliv na utváření životní spokojenosti mají také faktory blízkého sociálního prostředí, tj. z oblasti rodiny a rodinných vztahů, z okruhu blízkých přátel (např. McCubbin, McCubbin; 1996; Sobotková, 2004). Některé výzkumné práce přinesly podporu hypotéze o efektu socioekonomické úrovně na životní spokojenost (Kennedy et al., 1998).

Diener (1999) vyjádřil v přehledové práci potřebu orientovat další výzkum v oblasti SWB na lepší pochopení kauzálních vztahů, které, cestou vzájemné interakce mezi proměnnými, vedou k vytváření pocitu štěstí a spokojenosti. Poznání souvislostí mezi tím, jak životní spokojenost, resp. míra osobní pohody v interakci s životními událostmi modulují adaptační fungování individua, by bylo podle něho přínosné z hlediska dalšího rozvíjení teoretického rámce SWB. Tato potřeba postižení životní spokojenosti v širších kontextech je výzvou pro další výzkum, který by analyzoval současné působení proměnných z více oblastí.

Práce, kterou předkládáme, vychází z mezinárodního projektu Světové zdravotnické organizace „Mládež a zdraví" (The Health Behaviour in School-aged Children (HBSC). Životní spokojenost dotázaných dětí školního věku byla v tomto projektu měřena vybranými položkami ze Students' Life Satisfaction Scale (Huebner, 1991). Huebnerovo pojetí životní spokojenosti, které se promítá i do způsobu, jak životní spokojenost měří, zahrnuje posouzení životní situace jedince na kognitivní rovině. Životní spokojenost je tedy v naší práci chápána v užším smyslu, tj. bez emočních složek. Teoretickým východiskem pro hypotézu, jejíž testování bylo hlavním cílem práce, je předpoklad vlivu faktorů emocionální opory a rodinné koheze na vztah mezi životní spokojeností, somatickými/psychickými potížemi a adaptací na školní prostředí. Výše naznačené teoretické vymezení se opírá o poznatky výzkumu životní spokojenosti, naznačené výše, dále o poznatky a závěry, které byly publikovány v souvislosti s řešením projektu HBSC (Currie et al., 2004; Torsheim, Väilmaa, Danielson, 2004; Haugland, 2001; Hetland et al., 2002). Práce se zabývá životní spokojeností adolescentů školního věku. Jde o vývojové období, ve kterém nelze životní spokojenost oddělovat od vývoje osobnosti, tělesného zrání a potřeby dosahování životních cílů (Bauer, McAdams, 2004). I přes omezení daná již existující strukturou dat, jsme při

zvažování testovaného teoretického modelu přihlíželi k vývojovým aspektům. Sociální kontext životní spokojenosti a analýza vztahů mezi relevantními doménami metodou strukturálních rovnic představují méně obvyklé přístupy v dané oblasti výzkumu. V tomto směru chce naše práce být příspěvkem ke stávajícím poznatkům.

PROCEDURA A SOUBOR

Zdrojem dat byly údaje z mezinárodní datové báze the Health Behaviour in School-aged Children (HBSC) Survey obsahující data 162305 respondentů (78936 chlapců a 83369 dívek) ve věkových kategoriích 11, 13 a 15 let, shromážděná v 32 zemích na podkladě strukturovaného dotazníku administrovaného ve školním prostředí (Currie et al., 2004).

Pro testování modelu byly zvoleny výpovědi patnáctiletých českých dětí. Data byla testována z hlediska počtu a distribuce chybějících údajů o zvolených indikátorech kompozitních proměnných. Vzhledem k velkému počtu chybějících dat, který dosahoval až 13 % a skutečnosti, že u frekvencí výskytu chybějících dat nebyla nalezna pravidelná struktura a lze tedy předpokládat, že měla náhodný charakter, byly chybějící hodnoty imputované substitucí hodnotami získanými od případů s podobnou strukturou dat ze socioekonomické oblasti. Pro definici struktury byly zvoleny charakteristiky dítěte: pohlaví, škola, třída; charakteristiky otce a matky: vzdělání, zaměstnání, vlastní/nevlastní otec/matka. Konečný počet respondentů bez chybějících dat byl 508 dívek a 413 chlapců.

Průměrné vzdělání (tab. 1) matek je u souboru chlapců hraničně statisticky významně vyšší ve srovnání se souborem dívek (M-W přesný test, $Z = -1{,}93$; $p = 0{,}052$). S oběma rodiči bydlí 96,6 % dívek a 97,2 % chlapců. S nevlastní matkou bydlí 1,7 % dívek a 1,3 % chlapců, s nevlastním otcem 9,7 % dívek a 7,1 % chlapců, kolem 15 % dívek a 13 % chlapců nemá sourozence, bez zaměstnání bylo 3,1 % otců a 11,1 % matek.

Tab. 1 Vzdělání rodičů v procentech

vzdělání	otec			matka		
	dívky	chlapci	celkem	dívky	chlapci	celkem
základní	2,4	2,2	2,3	4,9	2,2	3,7
vyučen	47,6	49,6	48,5	38,0	36,3	37,2
maturita	34,4	30,8	32,8	43,1	43,8	43,4
vysoká škola	19,0	13,8	32,8	14,0	17,7	15,6

PROMĚNNÉ

Data byla podrobena testování z hlediska jejich distribuce, statistických vlastností a upravena transformací v kladném směru, tj. na stupnice, kde vyšší hodnota indikuje pozitivní hodnocení.

EMOP – EMOCIONÁLNÍ OPORA/OTEVŘENOST/BLÍZKOST; rozsah 3 – 12
Indikátory:
EO1 – svěřit se otci (velmi obtížné 1 – velmi snadné 4)
EO2 – svěřit se matce (velmi obtížné 1 – velmi snadné 4)
EO3 – svěřit se nejlepšímu příteli/přítelkyni (velmi obtížné 1 – velmi snadné 4)

ROAK – RODINNÉ AKTIVITY-ČAS STRÁVENÝ S RODIČI/RODINNÁ KOHEZE; rozsah 0 – 16
Indikátory:
RA1 – procházky (nikdy 0 – každý den 4)
RA2 – návštěva nějakých míst (nikdy 0 – každý den 4)
RA3 – návštěva přátel/příbuzných (nikdy 0 – každý den 4)
RA4 – sport (nikdy 0 – každý den 4)
OBT – OBTÍŽE (PSYCHICKÉ A SOMATICKÉ); rozsah 0 – 44
Indikátory:
OB1 – bolesti hlavy (zhruba každý den 0 – zřídka/nikdy 4)
OB2 – bolest žaludku (0 – 4)
OB3 – bolest v zádech (0 – 4)
OB4 – pocit skleslosti (0 – 4)
OB5 – podrážděnost, špatná nálada (0 – 4)
OB6 – nervozita, napětí (0 – 4)
OB7 – potíže při usínání (0 – 4)
OB8 – malátnost/závratě (0 – 4)
OB9 – bolest ramenou, krční páteře (0 – 4)
OB10 – obavy, strach (0 – 4)
OB11 – únava, vyčerpání (0 – 4)
ADSK – ADAPTACE NA ŠKOLU/SPOKOJENOST VE ŠKOLE; rozsah 0 – 16
Indikátory:
AS1 – učitelé povzbuzují k vyjadřování vlastních názorů (zcela nesouhlasí 0 – zcela souhlasí 4)
AS2 – učitelé s námi jednají spravedlivě (0 – 4)
AS3 – učitelé mi poskytnou pomoc, když ji potřebuji (0 – 4)
AS4 – učitelé se o mne zajímají jako o člověka (0 – 4)
ZISP – ŽIVOTNÍ SPOKOJENOST; rozsah 0 – 12
Indikátory:
ZS1 – pocit-vše jde dobře (nikdy 0 – téměř vždy 3)
ZS2 – pocit-změnit mnoho věcí (téměř vždy 0 – nikdy 3)
ZS3 – pocit-mít jiný život (téměř vždy 0 – nikdy 3)
ZS4 – pocit-dobrý pocit z věcí (nikdy 0 – téměř vždy 3)

STATISTICKÉ ZPRACOVÁNÍ NÁLEZŮ

Vztahy mezi proměnnými, založené na odhadu asymptotické kovarianční matice polychorických korelací, byly analyzované metodu strukturálních rovnic iterativní Generally Weighted Least Square procedurou, která je ekvivalentní Brownově asymptotically distribution-free (ADF) metodě odhadu shody modelu a dat.

Analýza dat byla realizovaná programy SPSS ver. 14.02 (SPSS, 2005) Prelis ver. 2, Lisrel ver. 8.72 (Jöreskog a Sörbom, 1999, 2005ab), a Amos ver. 6.0 (Arbuckle, 2005).

VÝSLEDKY A DISKUSE

Psychometrické vlastnosti kompozitních proměnných

Vnitřní konzistence kompozitních proměnných se pohybuje v rozsahu 0,571 – 0,820 (chlapci) a 0,421– 0,817 (dívky), což jsou jednak hodnoty velmi podobné, jednak přijatelné, když vezmeme v úvahu, že s výjimkou OBT, kterou tvoří 11 položek, jsou ostatní latentní proměnné definované pouze 4 položkami a proměnná EMOP dokonce jen třemi indikátory. Proměnná EMOP má nejnižší vnitřní konzistenci, což je způ-

sobeno nejen malým počtem položek, ale i nižším příspěvkem k celkové variabilitě škálové hodnoty od položky EO3 (svěřit se nejlepšímu příteli/přítelkyni), což je nález platný pro oba soubory (tab. 2).

Tab. 2 Škálové průměry a rozptyly, položkové průměry (P-P), mezipoložková korelace(M-K), položková minima a maxima, Cronbachův standardizovaný koeficient α

		chlapci (n = 413)					dívky (n = 508)				
stupnice	počet položek	M	SD	Min	Max	α	M	SD	Min	Max	α
EMOP	3	9,01	1,870	3	12	,571	9,02	1,636	3	12	,421
P-P		2,924	0,611	2,089	3,600		3,005	0,.692	2,337	3,600	
M-K		,307	0,122	,209	,504		,195	0,130	,090	,377	
ROAK	4	4,89	2,347	0	16	,612	4,84	2,349	0	12	,705
P-P		2,647	0,311	1,816	3,259		1,211	0,.298	,870	1,571	
M-K		,283	0,089	,144	,504		,374	0,089	,243	,516	
ZISP	4	7,38	1,990	1	12	,592	6,79	2,231	1	12	,711
P-P		1,844	0,.378	1,489	2,366		1,698	0,012	1,386	2,120	
M-K		,266	0,105	,133	,430		,380	0,070	,278	,494	
OBT	11	12,90	2,684	0	16	,820	11,50	3,106	0	16	,817
P-P		3,021	0,482	2,167	3,685		2,737	0,456	2,028	3,514	
M-K		,293	0,.083	,141	,524		,289	0,077	,180	,533	
ADSK	4	8,79	3,502	0	16	,769	8,53	3,093	0	16	,727
P-P		1,844	0,245	1,489	2,366		2,132	0,244	1,925	2,407	
M-K		,266	0,105	,133	,430		,399	0,477	,267	,573	

Diference mezi chlapci a dívkami z hlediska kompozitních proměnných.

Multivariační test (MANOVA) naznačil statisticky významný celkový rozdíl mezi chlapci a dívkami v odpovědích na otázky, jež indikují jednotlivé kompozitní proměnné; Wilksova $\lambda = 0{,}918$, exact $F_{df=5,915} = 16{,}33$, $p < 0{,}001$. Párovým srovnáním založeným na odhadnutých marginálních průměrech s Bonferroniho korekcí byly identifikovány tří kompozitní proměnné, které se na diferenci mezi chlapci a dívkami podílejí. Z průměrných diferencí (tab. 3) vyplývá, že dívky statisticky významně častěji

Tab. 3 Průměrné diference mezi dívkami a chlapci

stupnice	M	SE	sig.	95 % CI	
				dolní	horní
EMOP	0,514*	0,163	0,002	0,194	0,834
ROAK	-0,047	0,156	0,765	-0,352	0,259
ZISP	-0,586*	0,141	0,000	-0,863	-0,310
ADSK	-0,259	0,218	0,233	-0,686	0,167
OBT	-1,403*	0,194	0,000	-1,783	-1,023

*statisticky významný rozdíl (Bonferroniho korekce)

pociťují přítomnost emociální opory ve srovnání s chlapci. Chlapci mají statisticky významně vyšší skóry v konstruktech ZISP a OBT i v konstruktech ROAK, ADSK, kde ale diference statisticky významné nejsou.

Kongenerická faktorová analýza kompozitních proměnných

Výsledky konfirmační faktorové analýzy (tab. 4) podporují nálezy pocházející z testování vnitřní konzistence pro oba soubory. Nicméně šířka 90% intervalů spolehlivosti indexů RMSEA naznačuje možnost výskytu vyšších reziduálních hodnot.

Tab. 4 Indexy shody modelu a dat

chlapci					
index shody	EMOP	ROAK	ZISP	OBT	ADSK
S-B S χ^2	perfektní shoda	1,06; df=1 (p=0,30	0,54; df=1 (p=0,46)	84,28; df=41 (p=0,01)	2,27; df=1 (p=0,13)
χ^2/df		1,06	0,54	2,05	2,27
RMSEA		0,01	0,00	0,05	0,05
RMSEA 90% CI		0,00-0,13	0,00-0,12	0,03-0,06	0,0-0,16
CFI		0,99	1,0	0,99	1,0
AGFI		0,98	0,98	0,98	1,00
dívky					
index shody	EMOP	ROAK	ZISP	OBT	ADSK
S-B S χ^2	perfektní shoda	0,66; df=1 (p=0,42)	0,53; df=1 (p=0,47)	76,55; df=41 (p=0,0006)	1,50; df=1 (p=0,22)
χ^2/df		1,06	0,53	1,86	1,50
RMSEA		0,07	0,0	0,04	0,03
RMSEA 90% CI		0,02-0,13	0,0-0,12	0,03-0,06	0,0-0,13
CFI		0,99	1,0	0,99	1,0
AGFI		0,98	0,98	0,98	1,0

Analýza míry shody struktury kompozitních proměnných z hlediska pohlaví

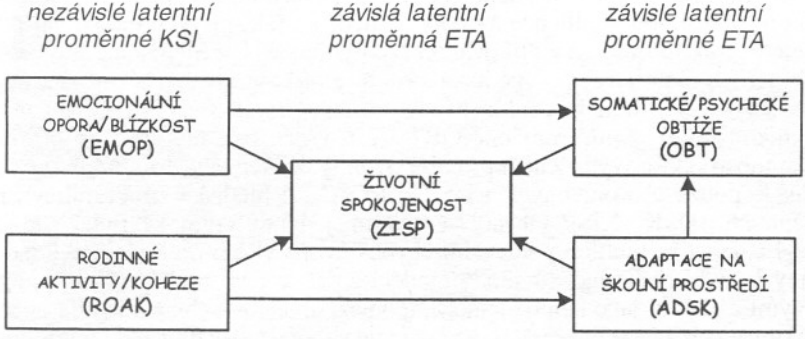
Invariance struktury kompozitních proměnných z hlediska pohlaví byla testována na podkladě „multiple-groups" modelu (tab. 5). Hypotéza H_1 předpokládá invariantnost modelu pro obě skupiny, chlapce a dívky, z hlediska faktorových náloží, strukturální kovariance, strukturálních reziduí (Model N); hypotéza H_2 z hlediska faktorových náloží (Model F); hypotéza H_3 z hlediska strukturální kovariance (Model S); hypotéza H_4 z hlediska strukturálních reziduí (Model R).

S výjimkou kompozitní proměnné OBT lze u všech ostatních možno přijmout H_2 o invariantnosti faktorových zátěží pro obě skupiny. Z hlediska strukturální kovariance tomu tak je pouze u proměnných ADSK a ROAK, z hlediska strukturálních reziduí u proměnných ADSK a ZISP. Obecně, a určitým zjednodušením, lze říci, že na diferencích mezi chlapci se podílejí především chybový rozptyl a míra kovariance latentních proměnných. Z hlediska indexů shody modelu a dat se jeví modely s restringovanými faktorovými zátěžemi jako nejpřijatelnější, tj., mezi dívkami a chlapci je diference z hlediska faktorových zátěží minimální. Nález je ve shodě s výsledky získanými kongenerickou faktorovou analýzou, tj., lze předpokládat přítomnost vyšší chybové variance.

Tab. 5 Kompozitní proměnné: χ^2 test diferencí mezi chlapci a dívkami z hlediska invariance faktorových náloží, strukturální kovariance, strukturálních reziduí a indexy shody modelů

	MODEL	χ^2	df	p	AGFI	CFI	RMSEA	90% CI	
ADSK	N	13,2	4	0.01	0,96	0,97	0,05	0,02	0,08
	F	0.67	3	0,87	0,98	0,98	0,03	0,00	0,05
	S	6.18	4	0,18	0,98	0,96	0,04	0,02	0,06
	R	8,91	8	0,35	0,98	0,96	0,03	0,00	0,05
EMOP	N	0,00	0			1,00			
	F	3,82	2	0.15	0,98	0,99	0,03	0,00	0,08
	S	7,58	3	0,06	0,98	0,97	0,04	0,00	0,08
	R	43,46	6	0,00	0,94	0,75	0,08	0,08	0,11
ROAK	N	17,90	4	0,001	0,95	0,94	0,06	0,00	0,03
	F	3.56	3	0,31	0,97	0,94	0,04	0,00	0,03
	S	3,88	4	0,42	0,97	0,94	0,04	0,00	0,04
	R	14,80	8	0,06	0,97	0,91	0,04	0,00	0,04
OBT	N	219,97	86	0,00	0,93	0,74	0,04	0,03	0,05
	F	20,46	10	0,03	0,93	0,73	0,04	0,03	0,05
	S	24,46	11	0,01	0,93	0,72	0,04	0,03	0,05
	R	135,49	23	0,00	0,91	0,54	0,05	0,04	0,06
ZISP	N	45,65	4	0,00	0,87	0,83	0,10	0,08	0,13
	F	1,41	3	0,70	0,93	0,84	0,07	0,06	0,10
	S	7,91	4	0,09	0,93	0,81	0,07	0,06	0,10
	R	12,45	8	0,13	0,95	0,81	0,06	0,05	0,08

Model:
N – nerestringovaný
F – faktorových zátěží
S – strukturální kovariance
R – strukturálních reziduí



Obr. 1 Schéma směrové hypotézy

Model životní spokojenosti

Model (obr. 1) je formalizací hypotézy předpokládající vliv emocionální opory/blízkosti a rodinné koheze na vztah mezi životní spokojeností, somatickými a psychickými potížemi a adaptací na školní prostředí.

Zahrnuje latentní nezávislé proměnné KSI (EMOP, ROAK) indikované manifestními x-proměnnými a latentními závisle proměnnými ETA (ZIP, ADSK, OBT) indikovanými manifestními y-proměnnými. Z korelací mezi kompozitními proměnnými (tab. 6), které byly transformované na z-hodnoty (Fisherova transformace Pearsonova korelačního koeficientu), vyplývá, že diference mezi chlapci a dívkami se odchylují od nulové míry ($p \leq 0,05$) pouze u asociace mezi ZISP a EMOP, kde je u dívek sdílená variance 22,1 % a u chlapců 15,2 %, mezi OBT a ADSK u dívek 5,3 % a u chlapců 1,4 %, mezi EMOP a ROAK u dívek 28,1 % a u chlapců 16 %. Lze tedy říci, že emocionální opora je pravděpodobně u dívek zřetelněji zastoupena jak v pocitu životní spokojenosti, tak ve vnímané rodinné kohezi než u chlapců. Rovněž je u nich výraznější asociace mezi školní adaptací a somatickými/psychickými problémy.

Tab. 6 Korelační matice latentních proměnných ETA a KSI (chlapci nad, dívky pod diagonálou)

		ETA			KSI	
		ZISP	OBT	ADSK	EMOP	ROAK
ETA	ZISP		0,41	0,15	0,39	0,33
	OBT	0,45		0,12	0,16	0,09
	ADSK	0,20	0,23		0,12	0,30
KSI	EMOP	0,47	0,23	0,15		0,40
	ROAK	0,32	0,16	0,28	0,53	

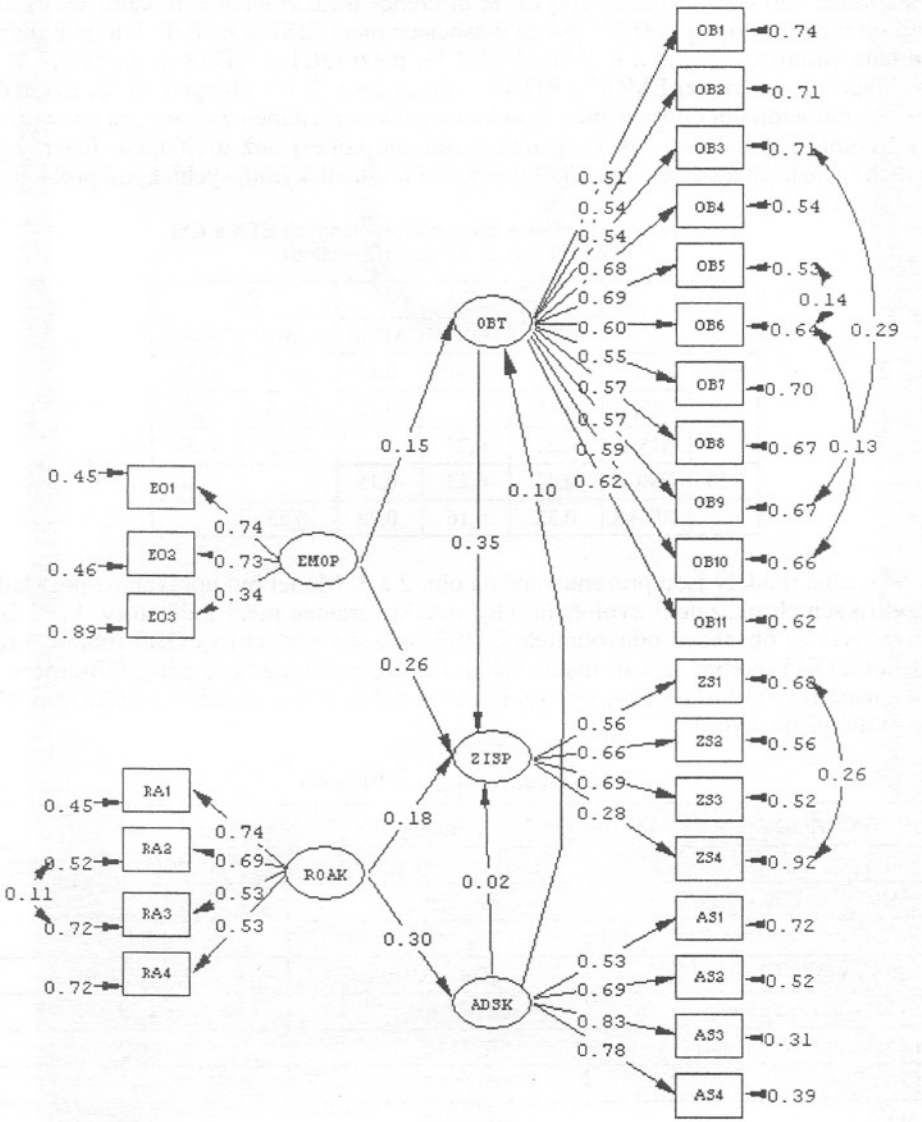
Výsledné modely jsou prezentované na obr. 2 a 3. Model byl upraven na podkladě modifikačních ukazatelů uvolněním chybové kovariance mezi indikátory, které lze považovat za obsahově odůvodnitelné: OB3 (bolest v zádech) vs OB9 (bolest v ramenou); OB5 (podrážděnost, špatná nálada) vs OB6 (nervozita, napětí); OB6 (nervozita, napětí) vs OB10 (obavy, strach); RA2 (návštěva nějakých míst) vs RA3 (návštěva přátel/příbuzných).

Tab. 7 Indexy shody modelu a dat

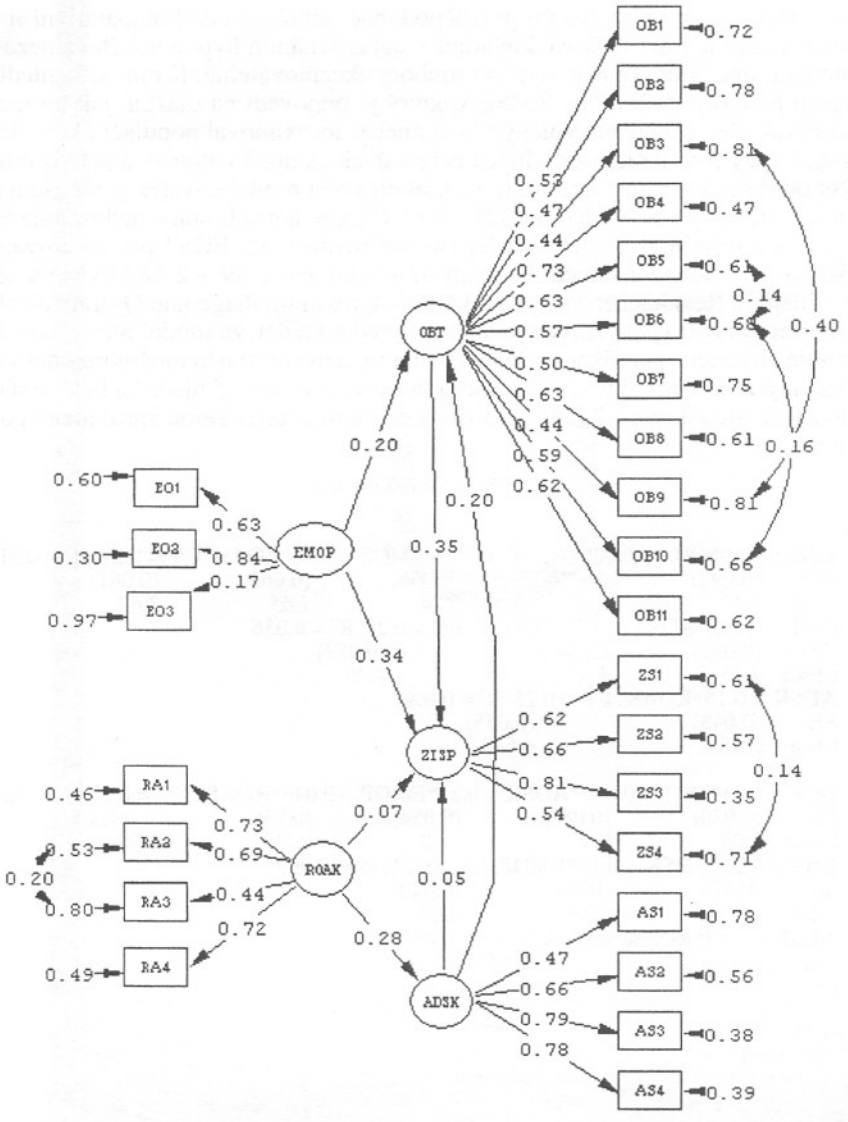
INDEX SHODY	chlapci	dívky
S-B S χ^2	362.39; df = 286 (p = 0,02)	651.40; df = 286 (p = 0,02)
χ^2/df	1,26	2,27
RMSEA	0,02	0,02
RMSEA 90% CI	0,016-0,030	0,015-0,030
ECVI (saturovaný model)	1,70	1,38
ECEVI (nulový model)	14,3	14,78
CFI	0,99	0,99
AGFI	0.95	0,96
RMR (standardizovaný)	0,05	0,05

Sattora-Bentlerův škálovaný χ^2 (S-B-S), který je indikátorem simultánního testu předpokladu postulujícího validitu specifikace faktorových náloží, faktorových variancí/kovariancí a chybové variance naznačuje, že hypotetický model není zcela adekvátní ani u jednoho souboru (tab. 7).

Nicméně analýza kovariančních struktur je založena na teorii velkých souborů a jejich velikost je kritická jednak pro získání přesného odhadu parametrů, jednak pro udržitelnost aproximace asymptotické distribuce. Očekávání, že hypotetický model bude mít hodnotu χ^2 aproximující stupně volnosti je obecně považované za nereálné



Obr. 2 Úsekový diagram modelu – chlapci
(standardizované manifestní i latentní proměnné)



Obr. 3 Úsekový diagram modelu – dívky
(standardizované manifestní i latentní proměnné)

ve většině SEM v empirickém výzkumu a je nutné akceptovat skutečnost, že model, jakkoli dobrý, může empirická data pouze aproximovat. Důsledkem je pragmatický přístup k hodnocení modelu, který spočívá v užití poměru χ^2/df. Model bývá považován za přijatelný, pokud se velikost poměru pohybuje kolem arbitrárně (konsensuálně) stanovené hodnoty, většinou 2, což model splňuje pro oba soubory.

I ostatní ukazatele naznačují přijatelnou shodu modelu a empirických dat. Kromě indexu AGFI (bere v úvahu stupně volnosti a počet parametrů), který naznačuje dobrou shodu, i když se jedná pouze o tzv. absolutní index, tj. o srovnání hypotetického a

nulového modelu, je ve výzkumu pravděpodobně nejužívanější komparativní index CFI, který indikuje míru celkové kovariance dat srovnáním hypotetického a nezávislého modelu; obě hodnoty jsou pro oba soubory akceptovatelné. K nim se, z hlediska výpovědní hodnoty, řadí index RMSEA, který je odpovědí na otázku, jak by model s neznámými, ale optimálně zvolenými parametry aproximoval populační kovariační matici, kdyby byla k dispozici. Index bere v úvahu stupně volnosti, a je tedy citlivý na počet odhadovaných parametrů, tj. na komplexnost modelu. Nález je v našem případě velmi příznivý i s ohledem na šířku 90% CI, kde horní hranice nedosahuje hodnoty 0,05. Ve prospěch modelu svědčí i velký rozdíl mezi ECVI pro saturovaný a nezávislý model. Rozsah standardizovaných reziduí je – 2,59 ÷ 2,74 (dívky) a -2,93 ÷ 2,39 (chlapci). Residua bez velkých odchylek aproximuji diagonálu Q-grafu a vzhledem k nepřítomnosti vychýlených hodnot lze předpokládat, že model pravděpodobně neobsahuje chybnou specifikaci, případně není výrazně ovlivněn možnými odchylkami proměnných od normality, eventuálně nelineárními vztahy. Z hlediska indexů shody lze uzavřít, že model na podkladě dat z obou souborů je přijatelnou aproximací populačních dat.

Tab. 8 Strukturální rovnice

chlapci

ZISP = 0.39*OBT + 0.020*ADSK + 0.15*EMOP + 0.10*ROAK, CV = 0.22, R^2 = 0.31					
SE:	(0.092)	(0.076)	(0.066)	(0.063)	(0.061)
t-test:	4.18	*0.27*	2.24	*1.65*	3.60
OBT = 0.098*ADSK + 0.077*EMOP, EV = 0.25, R^2 = 0.036					
SE:	(0.083)	(0.041)	(0.057)		
t-test:	*1.18*	*1.85*	4.49		
ADSK = 0.16*ROAK, EV = 0.25, R^2 = 0.090					
SE:	(0.043)	(0.055)			
t-test:	3.65	4.62			

dívky

ZISP = 0.41*OBT + 0.066*ADSK + 0.21*EMOP +0.046*ROAK, CV = 0.25, R^2 = 0.35					
SE:	(0.080)	(0.089	(0.054)	(0.058)	(0.041)
t-test:	5.08	*0.7*	3.92	*0.79*	6.08
OBT = 0.23*ADSK + 0.11*EMOP, EV = 0.26, R^2 = 0.090					
SE:	(0.074)	(0.036)	(0.040)		
t-test:	3.06	2.93	6.49		
ADSK = 0.13*ROAK, CV = 0.20, R^2 = 0.077					
SE:	(0.034)	(0,050)			
t-test:	3.76	4.12			

SE – standardní chyba
CV – chybová variance
t-test (*kurziva – statisticky nevýznamná hodnota*)

Model životní spokojenosti testovaný na datech souboru chlapců „vysvětluje" celkem 31 % variability (tab. 8). Na tomto výsledku se podílejí míry psychických/somatických obtíží a emocionální opory od významných ostatních. Podíl míry adaptace na školní prostředí a rodinné koheze není statisticky významný, což ovšem nutně neznamená, že neexistuje – pouze soubor nemusí být, zvláště pro proměnnou ADSK, pro statistickou průkaznost dostatečně velký. Statisticky významná je ale regrese ROAK na ADSK, ačkoli celková „vysvětlená" variance je pouze 9 %. Pouhá 4 % „vysvětluje" regrese emocionální opory (s hraniční statistickou významností) a ADSK (nevýznamný regresní koeficient) na psychické/somatické obtíže. Z úsekových diagramů je zřejmá značná míra chybové variance indikátorů u obou souborů, což naznačuje určitou míru nekonzistentnosti ve výpovědi respondentů.

Výsledky testu modelu na datech dívek jsou velmi podobné – „vysvětluje" 35 % variability. Liší se především v rovnici OBT, kde ADSK a EMOP mají statisticky významné regresní koeficienty a „vysvětlují" 9 % variability obtíží.

Tab. 9 Standardizované efekty

	CELKOVÝ EFEKT				NEPŘÍMÝ EFEKT		
	KSI NA ETA		ETA NA ETA		KSI NA ETA		ETA NA ETA
CHLAPCI	EMOP	ROAK	OBT	ADSK	EMOP	ROAK	ZISP
ZISP	0,31*	0,20*	0,35	0,07	0,05	0,02	
OBT	0,15	0,03		0,20		0,03	
ADSK		0,30*					0,06
DÍVKY	EMOP	ROAK	OBT	ADSK	EMOP	ROAK	ZISP
ZISP	0,41*	0,11*	0,35	0,12	0,07	0,03	
OBT	0,20	0,05		0,20		0,05	
ADSK		0,28*					0,04

*statisticky významný efekt

Hodnoty standardizovaných efektů (tab. 9) se z hlediska pohlaví rovněž výrazně neliší. U obou souborů jsou statisticky významné celkové efekty EMOP a ROAK na ZISP a ROAK na ADSK. Zdá se však, že míra vnímané emocionální opory má výraznější vliv na pocit životní spokojenosti u dívek.

Test invariance modelu z hlediska pohlaví

Simultánním testováním dat získaných od dívek a od chlapců bylo zjišťováno, zda pohlaví respondentů má vliv na model strukturálních rovnic. Shoda stability modelu na datech dívek a chlapců byla testována z hlediska invariance: (1) faktorové struktury, faktorové korelace a chybové variance-Model A; (2) faktorové korelace a chybové variance-Model B; (3) faktorové korelace-Model C; (4) chybové variance-Model D. Hodnoty χ^2: Model A 1745,32, df = 637; Model B 1693,31, df = 630; Model C 1422,81, df = 602; Model D 1497,02, df = 600.

Diference mezi Modelem A a B 52,02 df=7, mezi modelem B a C 270 df=28, mezi Modelem C a D 74,21 df=2 jsou sice statisticky významné, ale hodnoty rozdílů χ^2 naznačují, že největší roli v rozdílu mezi modelem chlapů a dívek má faktorová korelace a chybová variance, což je v souladu s předchozími nálezy.

Globální indexy shody: Satorra-Bentlerův škálovaný χ^2 = 1540,14, df = 628 ($p < 0,01$); χ^2/df = 2,45, RMSEA = 0,056; 90% CI (0,053-0,060), ECVI – saturovaný model = 0,76; nezávislý model = 14,26, CFI = 0,93 jsou v přijatelných mezích.

ZÁVĚR

Analýza dat metodou SEM přinesla podporu pro postulovaný model předpokládající vliv emocionální opory/blízkosti a rodinné koheze na vztah mezi životní spokojeností, somatickými/psychickými potížemi a adaptací na školní prostředí v míře, kterou lze považovat za akceptovatelnou. Z hlediska pohlaví model není zcela invariantní, liší se z hlediska korelace mezi faktory, a především chybové variance. Obecně, a s určitým zjednodušením, lze říci, že jak emocionální opora, tak míra rodinné koheze modifikuje vztah mezi subjektivním prožíváním existence, obtížemi a adaptací na ško-

lu. U dívek je však výraznější propojení mezi emocionální oporou a rodinnou kohezí, adaptací na školu a psychickými/somatickými obtížemi, i mezi životní spokojeností a emocionální oporou. Přímý vliv adaptace na školní prostředí na životní spokojenost nebyl zaznamenán ani u jedné skupiny. U skupiny dívek je ale naznačen její efekt zprostředkovaný psychickými/somatickými obtížemi.

SEM modely mají korelační povahu a i když mají adekvátní indexy shody a „vysvětlují" velkou část variance kriteria stále mohou existovat jiné, které jsou stejně akceptovatelné. Studie je kromě toho limitovaná nepřítomností replikace na datech od nezávislého souboru a rovněž závislostí na výpovědi respondentů bez možnosti je korigovat údaji o chování z nezávislého zdroje.

LITERATURA

Alperstein, G., Raman, S.: Promoting mental health and emotional well-being among children and youth: a role for community child health? Child Care and Health Development, 2003, 29, 4, 269-74.

Arbuckle, J. L.: Amos 6.0 Programming Reference Guide, Amos Development Corporation, August, 2005.

Bauer, J. J., McAdams, D. P.: Growth goals, maturity, and well-being. Developmental psychology, 2004, 40, 1, 114-127.

Blatný, M.: Osobnostní determinanty sebehodnocení a životní spokojenosti. Československá psychologie, 2001, 45, 5, 385-392.

Cantril, H.: The pattern of human concern. Rutgers University Press, 1965.

Currie, C., Morgan, A., Rasmussen, V. B., Roberts, C., Samdal O., Settertobulte, W., Smith, R. (Eds.): Young people´s health in context. Health Behaviour in School-aged Children (HBSC) study: International report from the 2001/2002 survey. WHO Regional Office for Europe, Copenhagen, 2004..

Diener, E., Diener, M., Diener, C.: Factors predicting the subjective well-being of nations. Journal of Personality and Social Psychology, 1995, 69, 851-864.

Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J. and Griffin, S. (1985): The Satisfaction with Life Scale. Journal of Personality Assessment 49, 71–75.

Diener, E., Suh, E. M., Lucas, R. E., Smith, H. L.: Subjective well-being: Three decades of progress. Psychological Bulletin, 1999, 125, 276-302.

Diener, E.: Subjective well-being. Psychological Bulletin, 1984, 95, 542-575.

Hassmen, P., Koivula, N., Uutela, A.: Physical exercise and psychological well-being: a population study in Finland. Preventive Medicine, 2000, 30, 1, 17-25.

Haugland, S.: Subjective health complaints in adolescence – A cross-national comparison of prevalence and dimensionality. European Journal of Public Health, 2001, 11, 1, 4-10.

Hetland, J., Torstein, T., Aaro, L. E.: Subjective health complaints in adolescence: dimensional structure and variation across gender and age. Scandinavian Journal of Public Health, 2002; 30, 3, 223-230.

Huebner, E. S. (1991): Initial development of the students life satisfaction scale. School Psychology International, 12, 231-240.

Irwin, C. E. Jr., Burg, S. J., Uhler, Cart, C.: America's adolescents: where have we been, where are we going? Journal of Adolescent Health, 2002 31(6 Suppl.), 91-121.

Jöreskog, K., Sörbom, D.: Prelis 2. User's Reference Guide, Scientific Software Int., Inc., 3rd ed., 1999.

Jöreskog, K., Sörbom, D.: Lisrel 8. User's Reference Guide, Scientific Software Int., Inc., 2nd ed., 2005a.

Jöreskog, K. et al.: Lisrel 8. New Statistical Features, Scientific Software Int., Inc., 2nd ed., 2005b.

Kebza, V., Šolcová, I.: Well-being jako psychologický a zároveň mezioborově založený pojem. Československá psychologie, 2003, 47, 333-345.

Kennedy, B. P., Kawachi, I., Glass, R., Prothrow, S.: Income distribution, socioeconomic status, and self-rated health in the United States: Multilevel analysis. British Medical Journal, 1998, 317, 917-921.

Kwan, W. S., Bond, M. H., Singelis, T. M.: Panculural explanations for life satisfaction: Adding reletionship harmony to self esteem. Journal of Personality and Social Psychology,1997, 73, 1038-1051.

Lašek, J.: Subjektivní životní spokojenost u tří věkových skupin respondentů. Československá psychologie, 2004, 48, 3, 215-233.

McCubbin, M. A., McCubbin, H. I.: Resiliency in families: A conceptual model of family adjustment and adaptation in response to stress and crises. In: McCubbin et al. (Eds.): Family assessment: Resliency, coping and adaptation – inventories for research and prac-

tice. University of Wisconsin Publishers, Madison, 1996, 1-64.
Sobotková, I.: Rodinná resilience. Československá psychologie, 2004, 48, 3, 233-246.
SPSS 14, Brief Guide, SPSS Inc., 2005.
Torsheim, T., Välimaa, R., Danielson, M.: Health and well-being. In: Currie, C., Morgan, A., Rasmussen, V. B., Roberts, C., Samdal O., Settertobulte, W., Smith, R. (Eds.): Young people´s health in context. Health Behaviour in School-aged Children (HBSC) study: International report from the 2001/2002 survey. WHO Regional Office for Europe, Copenhagen, 2004.

SOUHRN

Záměr: Primárním cílem studie byl test hypotézy předpokládající vliv emocionální opory/blízkosti a rodinné koheze na vztah mezi životní spokojeností, somatickými/psychickými potížemi a adaptací na školní prostředí.

Soubor a procedura: Soubor tvořilo 921 15-ti letých českých dětí (508 dívek a 413 chlapců). Zdrojem dat byly údaje z mezinárodní datové báze Health Behaviour in School-aged Children shromážděné na podkladě strukturovaného dotazníku administrovaného ve školním prostředí.

Statistická analýza: Vztahy mezi proměnnými, založené na odhadu asymptotické kovariační matici polychorických korelací, byly analyzované metodu strukturálních rovnic iterativní procedurou „Generally Weighted Least Square".

Výsledky: Analýza dat metodou SEM přinesla podporu pro postulovaný model předpokládající vliv emocionální opory/blízkosti a rodinné koheze na vztah mezi životní spokojeností, somatickými/psychickými potížemi a adaptací na školní prostředí v míře, kterou lze považovat za akceptovatelnou. Model „vysvětluje" celkem 31 % (chlapci) a 35 % (dívky) variability a liší se z hlediska korelace mezi faktory, a především chybové variance. Hodnoty standardizovaných efektů byly z hlediska pohlaví velmi podobné. U obou souborů jsou statisticky významné celkové efekty emocionální opory a rodinné koheze na životní spokojenost, a rodinné koheze na adaptaci na školní prostředí. Zdá se však, že míra vnímané emocionální opory má výraznější vliv na pocit životní spokojenosti u dívek a rovněž adaptace na školu by mohla být u nich výraznějším zdrojem somatických/psychických problémů ve srovnání s chlapci.

Omezení studie: SEM modely mají korelační povahu, a i když mají adekvátní indexy shody a „vysvětlují" velkou část variance kriteria, stále mohou existovat jiné, stejně akceptovatelné. Studie je kromě toho limitovaná nepřítomností replikace na datech od nezávislého souboru a rovněž závislostí na výpovědi respondentů bez možnosti je korigovat údaji o chování z nezávislého zdroje.