Metodické studie

PSYCHOMETRICKÁ ANALÝZA ČESKEJ VERZIE DOTAZNÍKA TRAUMA Z DĚTSTVÍ (CTQ) SO SOCIODEMOGRAFICKÝMI ROZDIELMI V TRAUMATIZÁCII DOSPELÝCH OBYVATEĽOV ČESKEJ REPUBLIKY

NATÁLIA KAŠČÁKOVÁ[1,2], JANA FÜRSTOVÁ[1], IVA POLÁČKOVÁ ŠOLCOVÁ[3], MATÚŠ BIEŠČAD[1], JOZEF HAŠTO[1,2], PETER TAVEL[1]

[1]*Institut sociálního zdraví, Univerzita Palackého v Olomouci*
[2]*Psychiatricko-psychoterapeutická prax, Pro mente sana, Bratislava*
[3]*Psychologický ústav AV* ČR*, pobočka Praha*

ABSTRACT

Psychometric analysis of the Czech version of Childhood Trauma Questionnaire (CTQ) with the sociodemografic differences in traumatization of Czech adults

N. Kaščáková, J. Fürstová, I. Poláčková Šolcová, M. Bieščad, J. Hašto, P. Tavel

Objective. The aim of the study was to verify psychometric properties of the Czech version of Childhood Trauma Questionnaire (CTQ) in a representative sample of the Czech Republic and to assess sociodemographic differences in various types of trauma across different groups of the Czech population.
Methods. A cross-sectional study (N=1000, mean age 46.0, 48.6% men) collected data using the CTQ. Medians and quartiles were used to assess the data, non-parametric tests were used to test the differences between groups. The dimensional structure was tested by confirmatory and exploratory factor analyses.
Results. All subscales of the CTQ correlated moderately. The exploratory and confirmatory factor analyses showed the suitability of the original 5-factor solution. The internal consistency of the CTQ subscales was very good (α ranged from .817 to .922), except physical neglect with questionable consistency (α= .642). According to the empirically derived cut off score, emotional abuse (EA) was found in 20.2%, physical abuse (PA) in 18%, sexual abuse (SA) in 9.7%, emotional neglect (EN) in 15.6% and physical neglect (PN) in 37.2% of the Czech population, with 24.5% of respondents with one type of trauma experience and 23.8% with multiplex traumatisation.
People living alone had a significantly higher occurrence of EA, EN and PN. People with primary school education had a significantly higher occurrence of EN and PN compared to those with higher education. Disability was significantly associated with the occurrence of EA. The incidence of SA was significantly associated with living alone and achieved primary education.
Limitations. Data collection method (a standardised face to face interview) could affect the social desirability of answers as well as sensitivity to emotionally demanding items.

key words:
emotional abuse,
physical abuse,
sexual abuse,
emotional neglect,
physical neglect

kľúčové slová:
emocionálne týranie,
fyzické týranie,
sexuálne zneužívanie,
emocionálne zanedbávanie,
fyzické zanedbávanie

Došlo: 1. 3. 2016; N. K., Institut sociálního zdraví, Univerzita Palackého v Olomouci, Univerzitní 22, 771 11 Olomouc; e-mail: natalia.kascakova@oushi.upol.cz

Spracovanie článku bolo umožnené vďaka podpore projektu GA ČR 15-19968S a IGA-CMTF č. 2016 016.

ÚVOD

Duševné poruchy sa stali v posledných 11 rokoch druhou najčastejšou príčinou invalidity v Českej republike (Janoušková, Winkler, Kážmér, 2014). Keď odhliadneme od organicky a somatogénne podmienených psychických porúch, v etiopatogenéze duševných porúch sa uplatňuje spravidla kombinácia hereditárnych dispozícií a nepriaznivej životnej skúsenosti, ako to už v minulom storočí sformulovali Eugen a Manfred Bleulerovci (Bleuler, Bleuler, 1983). Vplyvy prostredia môžu na jedinca pôsobiť aj epigenetickými mechanizmami a môžu meniť fungovanie génov (Yehuda et al., 2015). Identifikovať biografické rizikové faktory pre vznik psychických a psychosomatických porúch bolo možné na základe retrospektívnych štúdií a neskôr aj prospektívnych, ktoré ich potvrdili (Egle, 2016; Werner, Smith, 2001). Medzi dokázané rizikové faktory patria: nízky socioekonomický status, slabé školské vzdelanie rodičov, nezamestnanosť, veľké rodiny a málo bytového priestoru, kontakty s inštitúciami „sociálnej kontroly", kriminalita alebo disociálnosť jedného z rodičov, chronická disharmónia v rodine, matka pracujúca v prvom roku dieťaťa, neisté vzťahové správanie od 12.–18.mesiaca života, psychické poruchy matky/otca, ťažké somatické ochorenia matky/otca, chronicky chorý súrodenec, matka vychovávajúca dieťa sama, autoritárske správanie otca, straty matky, rozvod, odlúčenie rodičov, často sa meniace včasné vzťahy, sexuálne zneužívanie a/alebo fyzické týranie, zlé kontakty s vrstovníkmi, vekový odstup medzi súrodencami kratší než 18 mes., dlhšie odlúčenie od rodičov v prvých 7 rokoch života, vysoká riziková záťaž, chlapci sú vulnerabilnejší než dievčatá (Bender, Lösel, 2016; Overfeld, Heim, 2016). V správe WHO sa medzi rizikovými faktormi pre vznik duševných ochorení okrem mnohých iných uvádza zanedbávanie, konflikty v rodine, vystavenie násiliu a zneužívaniu (WHO, 2012).

V českom a slovenskom prostredí bola traumatizácii v detstve venovaná pozornosť napr. v kontexte suicidálneho správania (Koutek, Kocourková, 2013; Koutek et al., 2009), porúch osobnosti (Fischer et al., 2014) a tiež v kontexte sexuálneho zneužívania u psychiatrických pacientov (Convoy, Weiss, Zvěřina, 1995). Bouchalová a Kukla (2012) vo svojej longitudinálnej retrospektívno-prospektívnej štúdii porovnávali týrané a netýrané ženy ohľadom ich detstva, partnerstva, materstva. Kvalitatívnu štúdiu s kazuistikami problémových rodín s výskytom zneužívania a zanedbávania detí priniesla Zvonařová (2012).

Údaje o týraní detí v ČR sú dostupné na webovej stránke nadácie Naše dítě. Podľa štatistických údajov z MPSV ČR o týraných a zneužívaných deťoch v ČR evidujú medziročný nárast o viac než 10 % nahlásených prípadov. V roku 2013 bolo ohlásených 7527 prípadov týrania a zneužívania detí, v roku 2014 to už bolo 8478. Zanedbávanie sa zaznamenáva od r. 2009. Prípady, ktoré sa dostanú na verejnosť, sú podľa odborníkov stále len špičkou ľadovca (MPSV, 2014).

Childhood Trauma Questionnaire (CTQ)

Keďže väčšina rizikových faktorov pre vznik psychických a psychosomatických chorôb súvisí s nepriaznivou životnou skúsenosťou a s rodinným prostredím v útlom detstve, je z výskumného a klinického hľadiska potrebné mať k dispozícii nástroj, ktorý by dokázal výskyt týchto nepriaznivých faktorov zachytiť. Childhood Trauma Questionnaire (CTQ) posudzuje všetky dôležité formy zlého zaobchádzania s dieťaťom, vrátane zanedbávania.

Jednotlivé položky, ktoré boli použité na vytvorenie piatich subškál zlého zaobchádzania s dieťaťom, boli odvodené z nasledovných definícií týrania, zneužívania a zanedbávania: **Sexuálne zneužívanie** bolo definované ako *„sexuálny kontakt alebo styk medzi dieťaťom mladším než je 17 rokov a dospelým alebo staršou osobou (najmenej o 5 rokov staršou než je dieťa)"*, **fyzické týranie** ako

„telesné útoky na dieťa od dospelej alebo staršej osoby, ktoré predstavovali riziko alebo vyústili do poranenia“, **emocionálne týranie** ako *„verbálne útoky znižujúce sebaúctu alebo pohodu dieťaťa alebo akékoľvek ponižujúce správanie dospelého alebo staršej osoby namierené voči dieťaťu“*, **fyzické zanedbávanie** ako *„zlyhanie opatrovateľov poskytovať dieťaťu základné fyzické potreby vrátane jedla, útulku, oblečenia, bezpečia a zdravotnej starostlivosti“*, **emocionálne zanedbávanie** ako *„zlyhanie opatrovateľov napĺňať základné detské emocionálne a psychologické potreby, vrátane lásky, prináležania, výchovy a podpory.“* (Bernstein, Fink, 1998).

V českej a slovenskej literatúre je zaužívaný synonymický pojem „týranie“ (fyzické a emocionálne) alebo pojem „násilie“, najmä ako fyzické a sexuálne. V súčasnej štúdii je anglický termín „abuse“ v emocionálnom a fyzickom kontexte preložený ako „týranie“, hovorí sa teda o emocionálnom a fyzickom týraní. Termín „sexual abuse“ je preložený ako sexuálne zneužívanie. Skratky používané v texte sú odvodené z pôvodných anglických názvov – emotional abuse (EA), physical abuse (PA), sexual abuse (SA), emotional neglect (EN), physical neglect (PN).

Cieľom tejto štúdie bolo overiť psychometrické vlastnosti českej verzie dotazníka CTQ u reprezentatívnej vzorky dospelého obyvateľstva ČR. Na posúdenie konvergentnej validity boli použité škály úzkosti a vyhýbania z dotazníka Experiences in Close Relationships – Revised (ECR-R) (Fraley, Waller, Brennan, 2000) a škála neuroticizmu, z dotazníka Big Five (BFI-44) (John, Srivastava, 1999). Vzhľadom na reprezentatívnosť výskumného súboru bolo ďalším cieľom posúdenie sociodemografických rozdielov výskytu podtypov traumatizácie v jednotlivých skupinách obyvateľstva.

METÓDY

Výskumný súbor a zber dát

Pilotný výskum prebiehal so 109 respondentmi, následne bolo oslovených 1215 respondentov, náhodne vybraných zo zoznamu obyvateľov ČR, stratifikovaných podľa pohlavia, veku a 14 krajov. Zúčastniť sa na výskume odmietlo 215 respondentov, jednalo sa častejšie o mužov, mladších obyvateľov, dôvodom bol nedostatok času a nezáujem. Vlastný výskum s 1000 respondentmi sa uskutočnil počas novembra a decembra 2014 vyškolenými administrátormi technikou štandardizovaného štruktúrovaného rozhovoru. Náhodne vybraná vzorka 1000 obyvateľov je reprezentatívnou vzorkou obyvateľstva ČR čo sa týka pohlavia (486 mužov), vekového zloženia (s vekom od 15 do 90 rokov, s priemerným vekom 46,04) a regionálnej príslušnosti. Deskriptívne charakteristicky výskumného súboru sú uvedené v tab. 1.

Nástroje merania

Childhood Trauma Questionnaire (CTQ) je 28-položkový sebaposudzovací dotazník pre dospelých a adolescentov na skríning anamnézy zneužívania a zanedbávania v detstve (Bernstein, Fink, 1998). Hoci existuje množstvo inštrumentov na odhalenie traumatizácie v detstve, CTQ je zatiaľ pravdepodobne jediný nástroj, ktorý posudzuje všetkých 5 typov zlého zaobchádzania v detstve, t.j. emocionálne a fyzické týranie a sexuálne zneužívanie, ako aj emocionálne a fyzické zanedbávanie. 25 položiek dotazníka meria 5 konštruktov zlého zaobchádzania (5 položiek pre každú subškálu), s možnosťami škálovania od 1 (nikdy) po 5 (veľmi často), s možným rozsahom skóre v jednotlivých subškálach od 5 do 25. Prednosťou tohto nástroja je možnosť posúdiť aj závažnosť týrania, zneužívania a zanedbávania, s odstupňovaním závažnosti v štyroch kategóriách: 1. žiadna až minimálna, 2. nízka až stredná, 3. stredná až ťažká, 4. ťažká až extrémna, pričom pre každý typ traumatizácie sú vypočítané prahové skóre, odvodené porovnávaním s výstupmi z nezávisle robených rozhovorov o zlom zaobchádzaní v detstve v neklinickej vzorke, so zachovaním dostatočnej špecificity aj senzitivity. Autori dotazníka CTQ Bernstein a Fink (1998) odporúčajú hodnotiť

Tab. 1 Sociodemografické charakteristiky výskumného súboru

	n	%
Pohlavie		
mužské	486	48,6
ženské	514	51,4
Vek		
18–29 r.	227	22,7
30–39 r.	158	15,8
40–49 r.	180	18,0
50–59 r.	161	16,1
60 a viac	274	27,4
Spôsob života		
s manželom/manželkou	500	50,0
s partnerom/kou	201	20,1
sám/sama	185	18,5
s rodičmi/súrodencami	114	11,4
Dosiahnuté vzdelanie		
základné	84	8,4
SOU bez maturity	326	32,6
stredná škola s maturitou	435	43,5
vysokoškolské	155	15,5
Ekonomická aktivita		
zamestnaný	509	50,9
podnikateľ, SZČO	100	10,0
v domácnosti, aj materská dovolenka	23	2.3
nezamestnaný	23	2,3
študent	101	10,1
invalidný dôchodca	55	5,5
starobný dôchodca	187	18,7

všetky prípady, ktoré spĺňajú prahové hodnoty pre výskyt nízkej traumy, už ako traumatizáciu, pričom prahové hodnoty sú nasledovné: 9 pre EA, 8 pre PA, 6 pre SA, 10 pre EN a 8 pre PN. Walker et al. (1999) vo svojej štúdii odvodili dichotomické diferencované skóre, pričom za pomoci štruktúrovaného klinického interview zameraného na anamnézu klinicky signifikantného týrania, zneužívania a zanedbávania odvodili prahové hodnoty s veľmi dobrou až vynikajúcou senzitivitou a špecificitou (> 0,85). Empiricky odvodené prahové hodnoty týmito autormi sú nasledovné: 10 pre EA, 8 pre PA, 8 pre SA, 15 pre EN a 8 pre PN. Súčasťou dotazníka sú 3 prídavné položky tvoriace tzv. škálu popierania (Minimization and Denial Scale; MD-škála), ktoré sa používajú na odhalenie prípadov s minimalizovaním či popieraním problémov v detstve. Ako „popierajúci" sa označujú participanti, ak skórujú odpoveďou „veľmi často" na všetky 3 otázky MD-škály. I keď sa jedná o zaujímavé súvislosti, v tejto štúdii nie je výsledkom MD-škály venovaný priestor. Česká verzia CTQ bola získaná procedúrou spätného prekladu: pôvodný dotazník bol preložený z angličtiny dvomi nezávislými prekladateľmi, potom späť do angličtiny a nakoniec bol preklad korigovaný.[1]

Dotazník „The Experiences in Close Relationships – Revised" (ECR-R) je 36-položkový sebaposudzovací dotazník na meranie vzťahovej väzby v dospelosti (Fraley, Waller, Brennan, 2000). V našej štúdii sme použili český preklad ECR-R (dotazník

[1] Autorské práva dotazníka CTQ vlastní spoločnosť Pearson, https://www.pearsonclinical.com/psychology/products/100000446/childhood-trauma-questionnaire-a-retrospective-self-report-ctq.html.

Prožívání blízkých vztahů), jeho skrátenú 16-položkovú verziu ECR-R-16 (Kaščáková et al., 2016). Participanti majú vyjadriť súhlas či nesúhlas s tvrdeniami, ktoré reprezentujú dve dimenzie vzťahovej väzby: vzťahovú úzkostnosť (napr. položka „Bojím se, že ztratím lásku svého partnera/partnerky.“) a vzťahovú vyhýbavosť (napr. položka „Blízkost milostného partnera/partnerky je mi velmi příjemná.“). Odpovede sa hodnotia na 7-stupňovej Likertovej škále od 1 (silne súhlasím) po 7 (silne nesúhlasím). Cronbachovo alfa v súčasnej štúdii pre škálu úzkostnosti bolo 0,836 a pre škálu vyhýbavosti bolo 0,903.

Dotazník „The Big Five Inventory“ (BFI 44) je 44-položkový dotazník, ktorý posudzuje 5 faktorov osobnosti, a to neuroticizmus, extraverziu, otvorenosť, svedomitosť a prívetivosť. Každý z faktorov je posudzovaný na 5-bodovej Likertovej škále (John, Srivastava, 1999). Psychometrické vlastnosti českej verzie BFI-44 skúmala Hřebíčková et al. (2016) s výsledkami primeranej reliability, ktorá sa v 3 rôznych súboroch pohybovala od 0,65 do 0,83. Cronbachovo alfa v súčasnej štúdii bolo prijateľné len pre škálu neuroticizmu ($\alpha = 0{,}711$).

Štatistické analýzy

Distribúcia jednotlivých položiek dotazníka bola vyhodnotená pomocou histogramov a ich normalita bola overená Shapiro-Wilkovým testom. Pretože dáta nespĺňali predpoklad normálneho rozdelenia, na štatistické analýzy boli použité neparametrické metódy, a to Wilcoxonov dvojvýberový test pre porovnanie pohlaví a Kruskal-Wallisov test s Bonferroniho korekciou na porovnanie viacerých skupín. Na porovnanie dichotomizovanej škály sexuálneho zneužívania boli použité χ^2 testy dobrej zhody. Korelácie medzi jednotlivými subškálami CTQ a medzi subškálami CTQ a škálami ECR-R a neuroticizmu dotazníka BFI-44 boli hodnotené pomocou Spearmanových korelačných koeficientov. Na určenie počtu faktorov bola použitá kombinácia metód Kaiserovo (K1) kritérium, sutinový graf, paralelná analýza a test Minimum average partial (MAP). Keďže jednotlivé položky dotazníku majú ordinálny charakter, paralelná analýza i MAP boli robené na matici polychorických korelácií, s využitím balíka random.polychor.pa v programovacom prostredí R. Exploračná faktorová analýza (EFA) bola počítaná metódou WLS (Weighted Least Squares) na základe matice polychorických korelácií. Vzhľadom k vyššej korelovanosti medzi subškálami bola pri nej využitá šikmá rotácia (Oblimin). EFA bola počítaná pomocou balíka Psych programu R. Dimenzionálna štruktúra dotazníka bola testovaná konfirmačnou faktorovou analýzou (CFA) s využitím matice polychorických korelácií. CFA bola robená pomocou balíka lavaan v programe R, kde je ako metóda odhadu parametrov z ordinálnych dát používaná metóda DWLS (Diagonally Weighted Least Squares). Vnútorná konzistencia dotazníka bola hodnotená s využitím koeficientov Cronbachovo alfa a McDonaldovo omega. Všetky analýzy boli vykonané s použitím softwéru IBM SPSS Statistics verzia 21[2] a R 3.4.0[3].

VÝSLEDKY

Psychometrické vlastnosti dotazníka CTQ

V prvom kroku boli zistené vzájomné korelácie medzi subškálami dotazníka CTQ. Jednotlivé subškály medzi sebou stredne korelovali. Všetky korelačné koeficienty sú štatisticky významné ($p < 0{,}001$). Korelačné koeficienty sú uvedené v tab. 2.

[2] IBM Corp. Released 2012. IBM SPSS Statistics for Windows, Version 21.0. Armonk, NY: IBM Corp.
[3] R Core Team (2017). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL https://www.R-project.org/.

Tab. 2 Korelácie jednotlivých subškál CTQ (Spearmanov korelačný koeficient)

	EA	PA	SA	EN	PN
EA (emocionálne týranie)	–				
PA (fyzické týranie)	0,518***	–			
SA (sexuálne zneužívanie)	0,423***	0,494***	–		
EN (emocionálne zanedbávanie)	0,519***	0,399***	0,341***	–	
PN (fyzické zanedbávanie)	0,421***	0,381***	0,383***	0,588***	–

*** $p < 0,001$

Faktorová analýza

Štatisticky významný výsledok Bartlettovho testu sféricity (χ^2 (300) = 25437,4, $p < 0,001$) spoločne s hodnotou Kaiser-Meyer-Olkinovho kritéria > 0,8 (KMO = 0,94) naznačujú, že naše dáta splnili základné podmienky pre použitie faktorovej analýzy (Cerny, Kaiser, 1977). Škály CTQ medzi sebou stredne korelovali (tab. 2), preto bola v rámci EFA zvolená šikmá rotácia Oblimin.

K určeniu počtu faktorov bolo použité Kaiserovo kritérium (počet vlastných čísel s hodnotou ≥ 1), sutinový graf, paralelná analýza a test Minimum average partial (MAP). Paralelná analýza bola spočítaná pomocou simulácie 1000 náhodných matíc permutáciou nameraných dát. Paralelná analýza odporučila extrakciu 6 faktorov, pokým metoda MAP odporučila extrakciu 3 faktorov. Vlastných čísel s hodnotou väčšou než jedna je päť: 9,66, 2,67, 1,51, 1,18 a 1,02. V ďalšej fáze preto prebehla explorácia niekoľkých modelov, troj-, štvor- päť- aj šesťfaktorového. Pretože v každom z explorovaných modelov došlo k eliminácii jedného faktoru z dôvodu nedostatočného zastúpenia položiek, položky mali dvojité náboje a naviac niekoľko položiek malo veľmi nízku komunalitu h^2 (pod 0,5), rozhodli sme sa ďalej prezentovať len šesťfaktorové riešenie. Šesťfaktorový model sa zredukoval na päťfaktorový tým, že posledný faktor neobsahuje žiadne významné náboje položiek. Rozdelenie položiek do faktorov nie je úplne presné ako v pôvodnom päťfaktorovom modeli dotazníku CTQ, ale zo všetkých explorovaných variantov je prezentovaný model najbližší pôvodnému modelu. Výsledky EFA sú uvedené v tab. 3.

Faktor 1 odrážal subškálu sexuálneho zneužívania spolu s emocionálnym a fyzickým týraním. Faktor 2 reprezentoval subškálu emocionálneho zanedbávania spolu s fyzickým zanedbávaním, s tým, že sa v ňom zoskupili všetky reverzné otázky. Faktor 3 odrážal subškálu fyzického týrania spolu s emocionálnym týraním, faktor 4 emocionálne týranie a faktor 5 fyzické zanedbávanie. Boli zaznamenané dvojité náboje pri položke 17[4] (*Silné bití, patrné vnějšímu okolí*) – v subškálach SA a PA a pri položke 18 (*Pocity nenávisti ze strany rodiny*) – v subškálach EA a PA. Došlo tiež k prechodom jednotlivých položiek medzi škálami, a to položka 25 (*Psychické týrání*) zo škály EA do škály PA, a položiek 2 (*Starostlivost a ochrana*) a 26 (*Mít někoho, kdo by vzal k lékaři* v *případě potřeby*) zo škály PN do škály EN. Položka 1 (*Nedostatek jídla*) mala veľmi nízku hodnotu komunality h^2 (0,42) a stala sa tak adeptom na vylúčenie z modelu.

Konfirmačná faktorová analýza (CFA) bola počítaná na základe matice polychorických korelácií. Boli overené všetky tri modely, explorované pomocou EFA. Výsledky CFA sú zhrnuté v tab. 4. Parametre fitu na naše dáta sa medzi modelmi výrazne ne-

[4] Vzhľadom na autorské práva sú jednotlivé položky uvedené len v skrátenej neúplnej forme.

líšia. Preto sa prikláňame k ďalšiemu využitiu štandardného 5-faktorového modelu CTQ. Tento model je znázornený na obr. 1. Náboje pri 5-faktorovom modele sú stredne vysoké až vysoké (s hodnotami 0,64–0,97) u všetkých položiek okrem položky 1, ktorá má náboj len 0,45. V tab. 4 je prezentovaný aj 5-faktorový model CTQ bez položky 1, ktorá má nízky náboj a najnižšiu komunalitu v EFA (tab. 3). Fit tohoto modelu nie je výrazne odlišný od fitu plného modelu, preto model bez položky 1 nebudeme ďalej analyzovať.

Reliabilita

Vnútorná konzistencia kompletnej verzie dotazníka bola výborná: $\alpha = 0,92$ (95% CI 0,91–0,93). Hodnoty Cronbachovho alfa pri odstránení jednotlivých položiek škály zostali na hodnote 0,92 vo všetkých prípadoch.

Keďže koeficient alfa predpokladá unidimenzionalitu a rovnakú varianciu pravých skóre naprieč všetkými položkami, reliabilita škály bola overená i McDonaldovým koeficientom omega (ω) vhodným pre viacdimenzionálne škály. Koeficient ω_h (hierarchical omega) je založený na hierarchickom modele a odhaduje saturáciu hlavného faktoru, zatiaľčo koeficient ω_t (total omega) udáva celkovú reliabilitu testu. Hodnoty $\omega_h = 0,74$ a $\omega_t = 0,95$ naznačujú, že celková reliabilita celej škály CTQ v českom prostredí je dostatočne vysoká.

Vnútorná konzistencia jednotlivých subškál dotazníka bola vysoká pre všetky subškály okrem PN. Vnútorná konzistencia subškály PN bola: Cronbachovo $\alpha = 0,64$ (95% CI 0,61–0,68), McDonaldovo $\omega = 0,72$, pre subškálu EN $\alpha = 0,84$ (95% CI 0,82–0,85), McDonaldovo $\omega = 0,87$, pre subškálu SA $\alpha = 0,92$ (95% CI 0,91–0,93), McDonaldovo $\omega = 0,95$, pre subškálu PA $\alpha = 0,82$ (95% CI 0,80–0,84), McDonaldovo $\omega = 0,86$, a pre subškálu EA $\alpha = 0,82$ (95% CI 0,80–0,84), McDonaldovo $\omega = 0,85$.

Konvergentná validita

V tab. 5 sú uvedené vzťahy medzi dotazníkom CTQ a ostatnými použitými dotazníkmi. Subškály CTQ korelovali so škálou úzkostnosti a vyhýbavosti dotazníka ECR-R ($p < 0,001$), avšak korelačné koeficienty boli menšie ako 0,5. Neuroticizmus z dotazníka BFI-44 koreloval so všetkými subškálami CTQ okrem SA ($p < 0,001$). Všetky korelačné koeficienty boli však nízke, pod 0,5.

Deskripcia výsledkov hrubého skóre

V tab. 6 je uvedené percentuálne zastúpenie jednotlivých typov traumatizácie podľa oboch typov skórovania, stredné hodnoty, mediány, a dolné (Q1) a horné kvartily (Q3) jednotlivých subškál CTQ v reprezentatívnej vzorke obyvateľov ČR.

Podľa empiricky odvodených prahových hodnôt podľa Walker et al. (1999) bolo v súčasnej štúdii 51,7 % respondentov bez traumatizácie a u 24,5 % bol zistený jeden typ traumatizácie. Traumatizácia viacerými typmi zlého zaobchádzania, t.j. výskyt najmenej 2 typov traumatizácie, bola zistená u 23,8 % obyvateľov ČR. Podľa prahových hodnôt navrhnutých autormi Bernstein a Fink (1998), bol percentuálny výskyt traumatizácie vyšší v porovnaní s empiricky odvodeným skórovaním: 34,7 % obyvateľov bolo bez traumatizácie a u 25 % bol zistený najmenej jeden typ zlého zaobchádzania. Traumatizácia viacerými typmi traumy bola podľa týchto nižších prahových hodnôt zistená u 40,2 % obyvateľov.

Výsledky naznačujú niektoré trendy v zastúpení traumatizácie v detstve v rôznych sociodemografických skupinách.

Medzi pohlaviami sa ukázal nepatrný rozdiel v škálach emocionálneho a fyzického zanedbávania, pričom ženy mali mierne nižšie hodnoty súčtov než muži. Tento roz-

Tab. 3 Položková analýza a faktorová štruktúra škály CTQ s využitím exploračnej faktorovej analýzy s šikmou (Oblimin) rotáciou

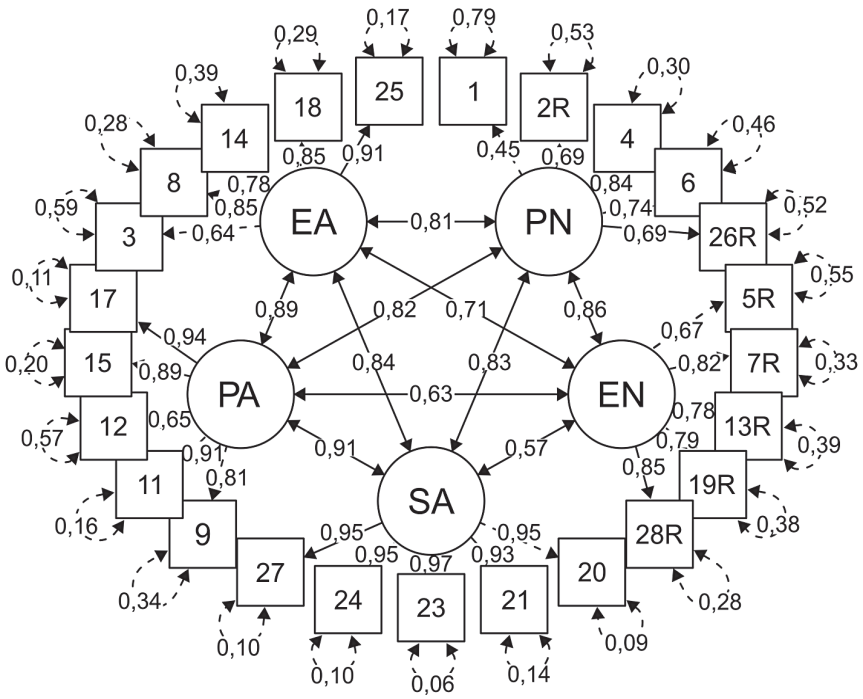
	Šesťfaktorový model							Položková analýza		
	SA	EN	PA	EA	PN	F6	Komunalita h^2	Priemer	SD	Korelácie s HS bez položky
Emocionálne týranie										
3. Nadávání ze strany rodiny.	0,05	0,00	-0,03	**0,71**	0,15	0,00	0,62	1,80	1,04	0,48
8. Pocity nechtěnosti v rodině.	0,22	0,17	0,09	**0,38**	0,20	0,06	0,68	1,70	1,07	0,50
14. Říkání zraňujících věcí v rodině.	0,12	0,07	0,14	**0,69**	0,03	-0,04	0,77	1,70	0,97	0,62
18. Pocity nenávisti ze strany rodiny.	0,22	0,08	**0,30**	**0,33**	0,03	0,27	0,74	1,40	0,85	0,62
25. Psychické týrání.	**0,49**	0,18	0,18	0,25	-0,10	0,17	0,78	1,30	0,83	0,66
Fyzické týranie										
9. Silné bití, bylo třeba jít k lékaři.	0,24	-0,04	**0,62**	-0,19	0,27	0,04	0,79	1,20	0,69	0,45
11. Silné bití, zanechávalo modřiny.	0,05	0,14	**0,77**	0,13	0,05	-0,11	0,92	1,20	0,62	0,66
12. Trestání tvrdými předměty.	-0,01	-0,05	**0,68**	0,14	0,00	0,04	0,55	1,60	0,91	0,47
15. Tělesné týrání.	0,23	0,13	**0,58**	0,07	-0,01	0,14	0,81	1,30	0,78	0,64
17. Silné bití, patrné vnějšímu okolí.	**0,43**	0,13	**0,37**	0,04	0,11	0,01	0,82	1,20	0,63	0,68
Sexuálne zneužívanie										
20. Sexuální dotyky.	**0,81**	0,03	0,07	0,08	0,07	-0,11	0,88	1,20	0,57	0,61
21. Vyhrožování s ohledem na plnění sexuálních požadavků.	**0,78**	-0,07	0,18	-0,03	0,05	0,23	0,93	1,20	0,61	0,59
23. Nabádání k sexuálním aktivitám.	**0,88**	0,05	-0,02	0,08	0,10	-0,09	0,94	1,20	0,59	0,62
24. Sexuální obtěžování.	**0,74**	0,03	0,14	0,07	0,12	-0,15	0,91	1,10	0,55	0,62
27. Sexuální zneužívání.	**0,85**	0,06	0,06	0,04	-0,03	0,13	0,92	1,20	0,68	0,59

	Šesťfaktorový model							Položková analýza		
	SA	EN	PA	EA	PN	F6	Komunalita h^2	Priemer	SD	Korelácie s HS bez položky
Emocionálne zanedbávanie										
5R. Pociťovat vlastní důležitost.	0,11	**0,71**	-0,01	0,04	-0,08	-0,23	0,56	2,30	1,20	0,46
7R. Cítit se být milován/a.	0,08	**0,75**	0,08	0,03	0,01	-0,19	0,70	1,90	1,10	0,58
13R. Pociťovat pozornost vůči sobě v rodině.	-0,11	**0,66**	0,03	0,18	0,05	0,21	0,63	2,30	1,04	0,56
19R. Vzájemná blízkost v rodině.	0,03	**0,67**	0,04	0,06	-0,03	0,26	0,64	2,10	1,12	0,55
28R. Pociťovat oporu z rodiny.	-0,16	**0,75**	0,13	0,11	0,11	0,12	0,74	1,90	1,08	0,61
Fyzické zanedbávanie										
1. Nedostatek jídla.	-0,17	0,03	0,15	0,02	**0,64**	-0,03	0,42	1,50	0,92	0,27
2R. Starostlivost a ochrana.	0,15	**0,63**	0,03	-0,11	0,18	-0,15	0,59	1,70	1,07	0,50
4. Neschopnost rodičů se postarat (kvůli opilosti).	0,26	0,05	0,10	0,21	**0,39**	0,11	0,67	1,20	0,70	0,58
6. Nošení špinavého oblečení.	0,16	0,04	-0,04	0,14	**0,70**	0,00	0,73	1,40	0,82	0,53
26R. Mít někoho, kdo by vzal k lékaři v případě potřeby.	0,35	**0,54**	-0,12	-0,18	0,13	0,25	0,63	1,70	1,12	0,49
Vlastné číslo	9,66	2,67	1,51	1,18	1,02	0,85				
% variability	39	11	6	5	4	3				

Poznámky: EA = emotional abuse; PA = physical abuse; SA = sexual abuse; EN = emotional neglect; PN = physical neglect, SD = smerodajná odchýlka, HS = hrubé skóre, R = reverzná otázka.Vzhľadom na autorské práva sú jednotlivé položky uvedené len v skrátenej a neúplnej forme.

Tab. 4 Parametre konfirmačnej faktorovej analýzy 3- 4- a 5-faktorového modelu škály CTQ

	3-faktorový model CTQ	4-faktorový model CTQ	5-faktorový model CTQ podľa EFA	5-faktorový model CTQ standard	5-faktorový model CTQ standard bez položky 1
DWLS Chi-Square	1085,1 (df 272)	909,9 (df 269)	794,8 (df 265)	1001,8 (df 265)	894,5 (df 242)
P-hodnota	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001
CFI	0,993	0,994	0,995	0,994	0,994
TLI	0,992	0,994	0,995	0,993	0,993
RMSEA (90% CI)	0,055 (0,051–0,058)	0,049 (0,045–0,052)	0,045 (0,041–0,048)	0,053 (0,049–0,056)	0,052 (0,048–0,056)
SRMR	0,065	0,058	0,054	0,059	0,058



Obr. 1 SEM model konfirmačnej faktorovej analýzy so štandardným rozdelením položiek CTQ do subškál. Číselné hodnoty udávajú náboje faktorov jednotlivých položiek a korelácie medzi faktormi.

diel bol potvrdený len na hladine významnosti 90 % (p = 0,063 pre EN a p = 0,066 pre PN, s mierami účinku Cohenovo d = 0,10 a ε^2 = 0,004 pre EN, d = 0,10 a ε^2 = 0,003 pre PN).

Medzi vekovými skupinami bol štatisticky významný rozdiel v škále fyzického zanedbávania medzi staršími obyvateľmi (nad 60 rokov), ktorí majú vyššie hodnoty PN než takmer všetky mladšie skupiny (p < 0,001 v porovnaní so skupinou 18–29 rokov,

Tab. 5 Korelácie subškál CTQ s ECR-R a BFI 44 (Spearmanov korelačný koeficient)

	EA	PA	SA	EN	PN
ECR-R 16					
Úzkostnosť	0,259***	0,154***	0,157***	0,219***	0,183***
Vyhýbavosť	0,161***	0,170**	0,213***	0,343***	0,287***
BFI 44					
Neuroticizmus	0,205***	0,119***	0,058	0,177***	0,116***

Poznámky: ECR-R 16 = The Experiences in Close Relationships-Revised (Prožívání blízkých vztahů – revidovaný skrátený dotazník); BFI 44 = Big Five Inventory; ***p < 0,001

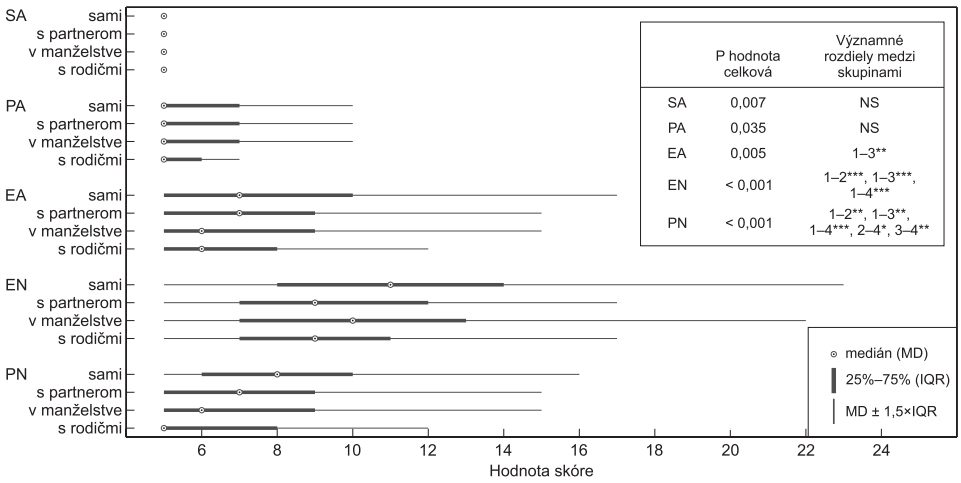
Tab. 6 Výskyt, priemery, mediány a kvartily jednotlivých typov traumatizácie podľa CTQ v reprezentatívnej vzorke (N = 1000)

Typ traumatizácie	M (SD)	MED	Min	Max	Dolný kvartil Q1	Horný kvartil Q3	% výskyt traumatizácie				
							A) klinická závažnosť	B) závažnosť			
								Žiadna až minimálna	Nízka až stredná	Stredná až ťažká	Ťažká až extrémna
EA	7,63 (3,48)	6	5	25	5	9	20,2	71,1	19,4	4,6	4,9
PA	6,44 (2,79)	5	5	24	5	7	18	82	8	4,6	4,9
SA	5,79 (2,63)	5	5	25	5	5	9,7	88,5	1,8	4,6	5,1
EN	10,42 (4,33)	10	5	25	7	13	15,6	48,3	36,1	8,7	6,9
PN	7,58 (2,18)	7	5	23	5	9	37,2	62,8	17,1	10,4	9,7

Poznámky: M = mean (priemerná hodnota), SD = standard deviation (smerodajná odchýlka), MED = = medián, Min = minimálna hodnota, Max = maximálna hodnota; A) klinická závažnosť podľa Walker et al, (1999); B) závažnosť podľa Bernstein a Fink (1998)

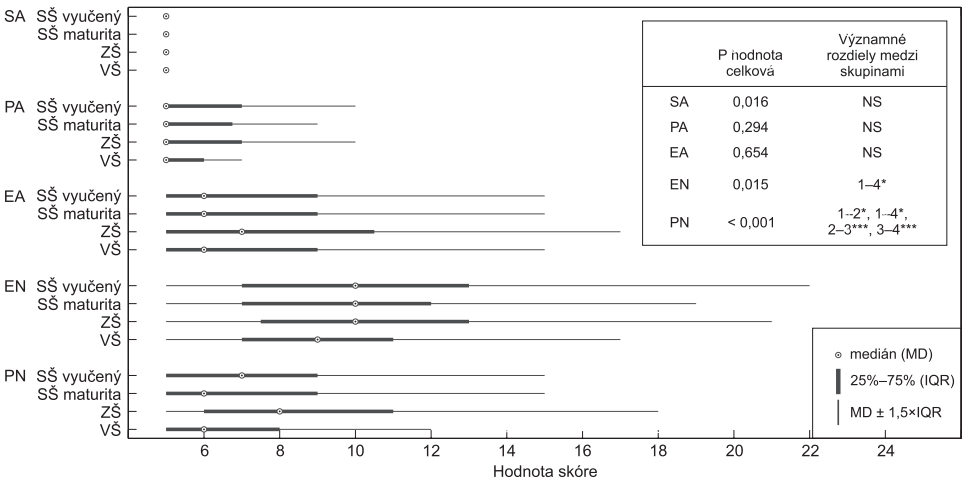
p = 0,002 so skupinou 30–39 rokov, p = 0,041 so skupinou 40–49 rokov, miery účinku: Cohenovo d nadobúda hodnoty 0,50–0,54, ε^2 nadobúda hodnoty 0,062–0,072). V škále emocionálneho týrania mali signifikantne vyššiu hodnotu obyvatelia vekovej kategórie 30–39 rokov, v porovnaní s obyvateľmi nad 60 rokov (p = 0,021, Cohenovo d = 0,32 a ε^2 = 0,027). Hlavným rozdielom medzi týmito skupinami bolo výrazne nižšie zastúpenie najnižšieho hodnotenia „žiadna trauma“ v skupine 30–39 rokov v porovnaní s najstaršou skupinou (49 oproti 121).

Rozdiely v spôsobe života naznačujú (graf 1), že ľudia žijúci osamelo zažili signifikantne viac emocionálneho a fyzického zanedbávania v porovnaní s ostatnými skupinami (Cohenovo d nadobúda hodnoty 0,37–0,57, ε^2 nadobúda hodnoty 0,035–0,080 pre EN, d nadobúda hodnoty 0,42–0,66, ε^2 nadobúda hodnoty 0,044–0,101 pre PN) a signifikantne viac emocionálneho týrania než ľudia žijúci v manželstve (Cohenovo d = 0,27 a ε^2 = 0,018).



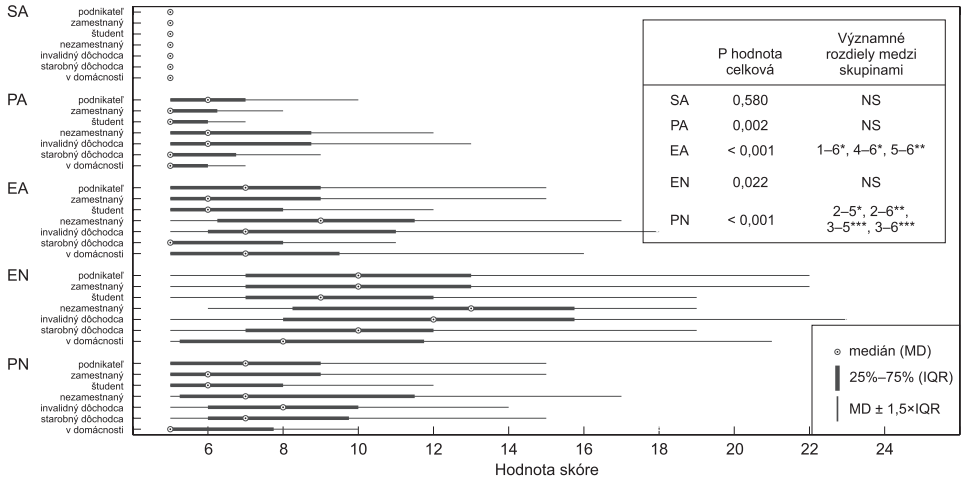
Graf 1 Porovnanie výsledkov podľa spôsobu života

Pri porovnávaní skupín podľa vzdelania (graf 2) boli zistené signifikantné rozdiely v škále fyzického zanedbávania, pričom obyvatelia so základným vzdelaním mali oproti obyvateľom s maturitou či VŠ vzdelaním vyššie hodnoty (Cohenovo d nadobúda hodnoty 0,44–0,67, ε^2 nadobúda hodnoty 0,049–0,107). V škále emocionálneho zanedbávania mali obyvatelia s učňovským vzdelaním vyššie hodnoty oproti obyvateľom s VŠ vzdelaním (Cohenovo d = 0,28 a ε^2 = 0,022).



Graf 2 Porovnanie výsledkov podľa vzdelania

Porovnanie výsledkov podľa ekonomickej aktivity naznačuje (graf 3), že nezamestnaní, invalidní dôchodcovia a živnostníci zažívali signifikantne viac emocionálneho týrania než starobní dôchodcovia (Cohenovo d nadobúda hodnoty 0,66–0,79, ε^2 nadobúda hodnoty 0,103–0,141). Na škále fyzického zanedbávania skórovali vyššie obe skupiny dôchodcov oproti zamestnaným a študentom (Cohenovo d nadobúda hodnoty 0,49–1,14, ε^2 nadobúda hodnoty 0,057–0,255).



Graf 3 Porovnanie výsledkov podľa ekonomickej aktivity

V prípade škály sexuálneho zneužívania (SA), kde takmer 90 % respondentov uvádzalo najnižšie skóre (súčet 5), bola škála dichotomizovaná na „má súčet 5“ a „má súčet viac než 5“ a na porovnanie boli použité χ^2 testy dobrej zhody. Významné rozdiely výskytu sexuálneho zneužívania (SA) boli v spôsobe života ($p = 0{,}038$, Cohenovo $d = 0{,}18$, $\eta^2 = 0{,}009$), u respondentov žijúcich s rodičmi a súrodencami a v manželstve bol významne nižší výskyt SA. V rôznych vzdelanostných skupinách bol zistený významný rozdiel ($p = 0{,}009$, Cohenovo $d = 0{,}22$, $\eta^2 = 0{,}012$), pričom prítomnosť SA bola asociovaná so základným vzdelaním.

DISKUSIA

Cieľom súčasnej štúdie bolo posúdenie psychometrických vlastností českého prekladu Childhood Trauma Questionnaire (CTQ) a posúdenie sociodemografických rozdielov výskytu traumatizácie v jednotlivých skupinách obyvateľstva.

Psychometrické vlastnosti českého prekladu CTQ

Stredne vysoké korelácie medzi jednotlivými subškálami CTQ, s korelačným koeficientom vyšším ako 0,5 v prípade medzi EA a PA, EA a EN a obomi škálami zanedbávania zistili aj nemeckí autori na reprezentatívnej vzorke (Häuser et al., 2011).

Výsledky exploračnej faktorovej analýzy ukázali vhodnosť pôvodného 5-faktorového modelu, hoci s dvojitými nábojmi a presahmi do iných subškál. V druhom faktore sa zoskupili všetky reverzné otázky, podobne ako je opisované v literatúre venujúcej sa problematike vlastností reverzných otázok, ktoré majú tendenciu vytvárať samostatný faktor (Netemeyer, Bearden, Sharma, 2003). Presah položky 17 (*Silné bití, patrné vnějšímu okolí*) zo subškály fyzického týrania do faktoru sexuálneho zneužívania, zaznamenaný aj kanadskými autormi Wright et al. (2001), by mohol byť vysvetlený súvisom priameho fyzické násilia s telesnosťou a sexualitou. Položky 18 (*Pocity nenávisti ze strany rodiny*) a 25 (*Psychické týrání*), ktoré prešli z faktoru emocionálneho týrania do fyzického týrania, obsahujú v sebe silnú emóciu nenávisti a zastrašovania, ktoré zvyčajne idú „ruka v ruke“ s fyzickým trestaním. Položky 2 (*Starostlivost a ochrana*) a 26 *(Mít někoho, kdo by vzal k lékaři* v *případě potřeby)* zo subškály fyzického zanedbávania mali vysoký náboj vo faktore odrážajúcom emoci-

onálne zanedbávanie, podobne ako to zistili vo svojej štúdii aj Gerdner a Allgulander (2009); Kim et al. (2011) a Grassi-Oliveira et al. (2014). Pri podrobnejšej analýze odpovedí na dve zmienené otázky (2 a 26) sme zistili, že respondenti, ktorí na nich skórovali najvyššie (hodnotou 4 a 5), skórovali vo väčšine prípadov vysoko aj na škále emocionálneho zanedbávania a spadali dokonca do kategórie ťažkého až extrémne ťažkého EN. Toto naše zistenie podporuje predpoklad, že obe tieto položky odrážajú nedostatok starostlivosti, koncept, ktorý v sebe zahŕňa ako fyzické, tak aj emocionálne konotácie (Gerdner, Allgulander, 2009).

Škála fyzického zanedbávania sa javí ako problematická vzhľadom na rôznorodosť položiek: položka 1 (*Nedostatek jídla*) mala najnižší náboj v CFA, podobne ako aj v nemeckej štúdii na reprezentatívnej vzorke (Klinitzke et al., 2012). Položka 1 a položka 6 (*Nošení špinavého oblečení*) sú inej povahy než ostatné položky zo škály PN, neobsahujú v sebe emocionálne konotácie ako položky 2 a 26, nie sú ani o „nedostatku dohľadu" ako otázka 4 *(Neschopnost rodičů se postarat kvůli opilosti*). Vo vojnových a povojnových časoch, v ktorých vyrastala najstaršia skupina našej vzorky, bolo bežné, že vo svojich detských rokoch mohli najstarší obyvatelia trpieť hladom a nedostatkom oblečenia, bez toho, že by išlo o zanedbávanie vzťahovými osobami. Podporujú to aj zistenia v našej vzorke u seniorov, a to, že pri otázke 1 týkajúcej sa nedostatku jedla majú najvyššie skóre práve seniori (celkovo nad 60 rokov priemerné skóre 1,79, v skupine 56–80 rokov skóre 2,13, v skupine od 81– 90 rokov skóre 2,17 v porovnaní s najmladšou skupinou 18–29 rokov so skóre 1,28). Škálu PN by sme preto mali hodnotiť najmä v starších vekových skupinách s opatrnosťou.

Stredné korelácie medzi dimenziami vzťahovej väzby a subškálami CTQ, pričom k 0,5 sa blížila korelácia medzi dimenziou vzťahovej vyhýbavosti a škálami zanedbávania, zistili aj autori MacDonald et al. (2015), ktorí skúmali individuálne rizikové faktory u 100 poskytovateľov zdravotnej starostlivosti. Vzťah medzi neistou vzťahovou väzbou, pri ktorej sa zisťujú zvýšené hodnoty úzkosti a vyhýbania, a medzi traumatizáciou v detstve, ktoré sa ukazuje ako rizikový faktor rozvoja neistej vzťahovej väzby, je predmetom mnohých, najmä klinických retrospektívnych štúdií (Carr et al., 2010; Cloitre et al., 2008), ale aj štúdií v komunitných súboroch (napr. Waldinger et al. 2006).

Čo sa týka korelácií medzi neuroticizmom a subškálami CTQ, viac ako 0,2 bola korelácia neuroticizmu s EA, podobne ako zistili vo svojich štúdiách Hengartner et al. (2014) a tiež Nederlof et al. (2010). Zrejmým vysvetlením tohto vzťahu je, že nepredvídateľné prostredie pri emocionálnom týraní ovplyvňuje reguláciu úzkosti v zmysle zvýšenia úzkostnej senzitivity, a tak spôsobuje vyjadrenie neuroticizmu. Vzťah medzi týraním v detstve a neuroticizmom zistili viacerí autori, pričom do hry vstupuje aj interakcia s genetickými faktormi (DeYoung, Cicchetti, Rogosch, 2011).

Vnútorná konzistencia subškál EA, PA, SA a EN bola dobrá až výborná. Slabšie hodnoty vnútornej konzistencie pre subškálu fyzického zanedbávania boli porovnateľné s nižšími hodnotami Cronbachovho α práve pre škálu PN v nemeckej štúdii na reprezentatívnej vzorke (Klinitzke et al.,, 2012), kde bola reliabilita PN dokonca len 0,55. Podobne diskutabilné až slabé boli hodnoty aj v štúdiách na komunitných vzorkách (napr. Bernstein, Fink, 1998; Scher et al.2001) a klinických vzorkách (Gerdner, Allgulander, 2009; Wingenfeld et al., 2010). Táto slabo konzistentná hodnota je tak zrejme problémom originálnej konštrukcie subškály fyzického zanedbávania a nesúvisí s lokálnou verziou dotazníka.

Sociodemografické rozdiely

Podobne ako zistili Schulz et al. (2014) v štúdii na komunitnej vzorke, aj v súčasnej štúdii sa ukázala sociodemografická variabilita. Obyvatelia starší než 60 rokov

mali signifikantne najvyššie hodnoty na škále fyzického zanedbávania oproti všetkým ostatným vekovým skupinám, najmä v porovnaní s najmladšou skupinou. Keďže v posledných desaťročiach zaznamenávame nárast životnej úrovne, nárast skóre PN s vekom probandov by sme mohli vysvetliť nižšou životnou úrovňou v ich detstve. Signifikantný rozdiel v skóre PN u najstaršej časti obyvateľstva, ktorá tvorí v našej vzorke až viac ako 25 %, by sme tak mohli zrejme vysvetliť chudobou počas vojnových a povojnových rokov a počas obdobia komunizmu. Zaujímavým zistením je tiež fakt, že v skupine 30–39 rokov je signifikantne vyšší výskyt emocionálneho týrania než v najstaršej skupine, tento rozdiel bol spôsobený najmä tým, že v skupine 30–39 rokov len 49 subjektov malo najnižšie zastúpenie traumy (skóre 5) v porovnaní so 121 subjektmi z najvyššej vekovej skupiny. Pokles vo výskyte EA s narastajúcim vekom zistili aj v reprezentatívnej štúdii na nemeckom obyvateľstve (Schulz et al., 2014). Pravdepodobným vysvetlením je predpoklad socioemocionálnej teórie selektivity (Carstensen, Fung, Charles, 2003), že autobiografické spomienky sa s postupujúcim vekom môžu skresľovať viac pozitívnym smerom, s cieľom ochrany sebaúcty a zachovania pozitívneho sebakonceptu (Löckenhoff, Carstensen, 2004). Z psychoanalytického hľadiska sa môže jednať o zosilnenie obranných mechanizmov (Schellong, 2013).

U ľudí žijúcich osamelo oproti ľuďom žijúcim v manželstve bolo zistené v signifikantne vyššej miere emocionálne týranie a zanedbávanie a fyzické zanedbávanie v detstve. K podobnému výsledku dospeli aj Walker et al. (1999) vo vzorke 1225 žien, kde bol vyšší výskyt všetkých druhov traumatizácie v detstve u ľudí nežijúcich v manželstve. Ponúka sa vysvetlenie, že žiť v blízkom vzťahu môže byť príliš ohrozujúce pre ľudí, ktorí zažili v detstve príliš veľa zlého. Predpokladáme, že ľudia zažívajúci traumatizáciu v detstve majú narušenú základnú dôveru a vytvárajú si neistý typ vzťahovej väzby s primárnymi vzťahovými osobami, čo ovplyvňuje aj neskoršie fungovanie vo vzťahoch (Hašto, 2005). To, že zlé zaobchádzanie v detstve zhoršuje kvalitu vzťahov, vyplýva z viacerých štúdií. Berthelot et al. (2014) vo svojej štúdii s ľuďmi vyhľadávajúcimi párovú terapiu kvôli intímnym problémom zistili, že až 82,5 % respondentov zažilo najmenej jednu formu traumatizácie v detstve.

Nálezy vyššieho výskytu traumatizácie v detstve u skupín obyvateľstva s nižším dosiahnutým vzdelaním sú porovnateľné s výsledkami zistení iných autorov (Häuser et al., 2011; Scher et al., 2004; Walker et al., 1999). Traumatizácia v detstve môže negatívne ovplyvňovať kognitívny vývoj a schopnosti učenia (Perry, 2001; Schore, 2001).

V našom súbore mali invalidní dôchodcovia a nezamestnaní významne vyššie skóre emocionálneho týrania oproti starobným dôchodcom. Predpokladáme, že EA a EN môžu viesť k zhoršeniu mentálneho a fyzického zdravia, práceneschopnosti, resp. neschopnosti sa trvalo zamestnať, a v niektorých prípadoch k invalidite. Pre tento predpoklad svedčia viaceré práce skúmajúce súvis traumatizácie v detstve so zhoršeným mentálnym a fyzickým zdravím (napr. Dube et al., 2003). Najviac rizikoví zo zdravotného hľadiska, s výskytom mnohopočetných zdravotných rizikových faktorov v neskoršom živote sa ukazujú ľudia s traumatizáciou viacerými typmi traumy (Felitti et al., 1998).

Výsledky psychometrickej analýzy ukazujú, že českú verziu dotazníka CTQ – Trauma z dětství – možno považovať za spoľahlivý nástroj na retrospektívne posúdenie zlého zaobchádzania v detstve v českom kultúrnom kontexte, pričom vzhľadom na nižšiu vnútornú konzistenciu škály fyzického zanedbávania je potrebné škálu PN, najmä v staršej vekovej skupine, hodnotiť s opatrnosťou. CTQ umožňuje dimenzionálne hodnotenie zlého zaobchádzania a otázkou je použitie prahových hodnôt. Pre

účely skríningu napr. v populácii je vhodné použitie nižších prahových hodnôt, t.j. už nízky výskyt hodnotiť ako traumatizáciu, podobne ako odporúča nemecká autorka (Glaesmer, 2016). V klinických výskumných štúdiách a v porovnávacích štúdiách je možné použiť klinicky odvodené hodnoty. Validitu retrospektívnych údajov týkajúcich sa zažívanej traumatizácie v detstve potvrdzujú – aj napriek možným chybám v meraní – viacerí autori, pričom zdôrazňujú tendenciu k možným falošne negatívnym výsledkom, to znamená k nereferovaniu týrania, zneužívania a zanedbávania v detstve (Hardt, 2016; Hardt, Rutter, 2004). Pri falošne negatívnych výsledkoch predpokladáme vplyv tzv. „infantilnej amnézie" v prvých 2–3 rokoch, súvisiacu s nezrelosťou hipokampu (Siegel, 1999), a neskôr tiež vplyv „traumatickej amnézie", ktorá je vlastne adaptívnou odpoveďou s cieľom udržať si blízky vzťah, ak je pôvodcom zlého zaobchádzania blízka osoba (Freyd, 1994). Existuje súvislosť medzi retrospektívne referovaným týraním, zneužívaním a zanedbávaním v detstve a prežívaním blízkych vzťahov. Údaje z reprezentatívnej vzorky sú dobrou východiskovou bázou pre porovnanie s výskumami v iných krajinách a v klinických štúdiách.

LIMITY ŠTÚDIE

Limitom štúdie je spôsob zberu údajov. Štandardizované interview mohlo ovplyvniť odpovedanie na citlivé položky sociálne želateľným smerom. Na druhej strane, respondenti boli informovaní o dodržaní anonymity a vyškolení administrátori boli neutrálne, pre respondentov neznáme, osoby. Limitom je aj dĺžka dotazníka, ktorá mohla viest k zníženiu pozornosti voči emočne citlivým položkám.

LITERATÚRA

Bender, D., Lösel, F. (2016). Risikofaktoren, Schutzfaktoren und Resillienz bei Mißhandlung und Vernachlässigung. In U. T. Egle, P. Joraschky, A. Lampe, I. Seiffge-Krenke, M. Cierpka (Eds.), *Sexueller Missbrauch, Misshandlung, Vernachlässigung. Erkennung, Therapie und Prevăntion der Folgen früher Stresserfahrungen.* (pp. 77-103). Stuttgart: Schattauer.

Bernstein, D. P., Fink, L. (1998). *Childhood Trauma Questionnaire. A Retrospective Self-Report.* Manual. San Antonio: NCS Pearson.

Berthelot, N., Hébert, M., Godbout, N., Goulet, M., Bergeron, S., Boucher, S. (2014). Childhood maltreatment increases the risk of intimate partner violence via PTSD and anger personality traits in individuals consulting for sexual problems. *Journal of Aggression, Maltreatment & Trauma, 23*(9), 982-998.

Bleuler, E., Bleuler, M. (1983). *Lehrbuch der Psychiatrie* (Fühnzehnte Auflage, neubearbeitet von M.Bleuler ed.). Berlin: Springer-Verlag.

Bouchalová, M., Kukla, L. (2012). Týraná a netýraná děvčata – dětství, partnerství, mateřství: longitudinální studie. *Časopis lékařů českých, 151*(7), 343-355.

Carr, A., Dooley, B., Fitzpatrick, M., Flanagan, E., Flanagan-Howard, R., Tierney, K., . . . Egan, J. (2010). Adult adjustment of survivors of institutional child abuse in Ireland. *Child Abuse & Neglect, 34*(7), 477-489.

Carstensen, L. L., Fung, H. H., Charles, S. T. (2003). Socioemotional selectivity theory and the regulation of emotion in the second half of life. *Motivation and Emotion, 27*(2), 103-123.

Cerny, B. A., Kaiser, H. F. (1977). A study of a measure of sampling adequacy for factor-analytic correlation matrices. *Multivariate Behavioral Research, 12*(1), 43-47.

Cloitre, M., Stovall-McClough, C., Zorbas, P., Charuvastra, A. (2008). Attachment organization, emotion regulation, and expectations of support in a clinical sample of women with childhood abuse histories. *Journal of Traumatic Stress, 21*(3), 282-289.

Convoy, H., Weiss, P., Zverina, J. (1995). Sexual abuse experiences of psychiatric patients. *Med & Law, 14*(3-4), 283-292.

DeYoung, C. G., Cicchetti, D., Rogosch, F. A. (2011). Moderation of the association between childhood maltreatment and neuroticism by the corticotropin-releasing hormone receptor 1 gene. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, 52*(8), 898-906.

Dube, S. R., Felitti, V. J., Dong, M., Giles, W. H., Anda, R. F. (2003). The impact of adverse childhood experiences on

health problems: evidence from four birth cohorts dating back to 1900. *Preventive Medicine, 37*(3), 268-277.

Egle, U. T. (2016). Gesundheitliche Langzeitfolgen psychisch traumatisierender und emotional deprivierender Entwicklungsbedingungen in Kindheit und Jugendheit. In U. T. Egle, P. Joraschky, A. Lampe, I. Seiffge-Krenke, & M. Cierpka (Eds.), *Sexueller Missbrauch, Misshandlung, Vernachlässigung. Erkennung, Therapie und Preväntion der Folgen früher Stresserfahrungen,* (pp. 24-39). Stuttgart: Schattauer.

Felitti, V. J., Anda, R. F., Nordenberg, D., Williamson, D. F., Spitz, A. M., Edwards, V., . . . Marks, J. S. (1998). Relationship of childhood abuse and household dysfunction to many of the leading causes of death in adults. The Adverse Childhood Experiences (ACE) Study. *Am J Prev Med, 14*(4), 245-258.

Fischer, S., Žukov, I., Kuželová, H., Ptáček, R. (2014). Specific personality disorder as a result of negative events in childhood and adolescence. *Česká a slovenská psychiatrie, 110*(3), 165-170.

Fraley, R. C., Waller, N. G., Brennan, K. A. (2000). An item response theory analysis of self-report measures of adult attachment. *Journal of Personality and Social Psychology, 78*(2), 350-365.

Freyd, J. J. (1994). Betrayal trauma: Traumatic amnesia as an adaptive response to childhood abuse. *Ethics & Behavior, 4*(4), 307-329.

Gerdner, A., Allgulander, C. (2009). Psychometric properties of the Swedish version of the Childhood Trauma Questionnaire Short Form (CTQ-SF). *Nordic Journal of Psychiatry, 63*(2), 160-170.

Glaesmer, H. (2016). Assessing childhood maltreatment on the population level in Germany: findings and methodological challenges. *Child and Adolescent Psychiatry and Mental Health, 10*, 15.

Grassi-Oliveira, R., Cogo-Moreira, H., Salum, G. A., Brietzke, E., Viola, T. W., Manfro, G. G., . . . Arteche, A. X. (2014). Childhood Trauma Questionnaire (CTQ) in Brazilian samples of different age groups: findings from confirmatory factor analysis. *PloS one, 9*(1), e87118.

Hardt, J. (2016). Können Kindheitsbelastungen retrospektiv bei Erwachsenen erfasst werden? In U. T. Egle, P. Joraschky, A. Lampe, I. Seiffge-Krenke, & M. Cierpka (Eds.), *Sexueller Missbrauch, Misshandlung, Vernachlässigung* (pp. 219-240). Stuttgart: Schattauer.

Hardt, J., Rutter, M. (2004). Validity of adult retrospective reports of adverse childhood experiences: review of the evidence. *J Child Psychol Psychiatry, 45*(2), 260-273.

Hašto, J. (2005). *Vzťahová väzba. Ku koreňom lásky a úzkosti.* Trenčín: Vydavateľstvo F.

Häuser, W., Schmutzer, G., Brähler, E., Glaesmer, H. (2011). Maltreatment in childhood and adolescence: results from a survey of a representative sample of the German population. *Deutsches Ärzteblatt international, 108*(17), 287.

Hengartner, M. P., Cohen, L. J., Rodgers, S., Müller, M., Rössler, W., & Ajdacic-Gross, V. (2014). Association between childhood maltreatment and normal adult personality traits: Exploration of an understudied field. *Journal of Personality Disorders, 29*(1), 1-14.

Hřebíčková, M., Jelínek, M., Blatný, M., Brom, C., Burešová, I., Graf, S., . . . Zábrodská, K. (2016). Big Five Inventory: Základní psychometrické charakteristiky české verze BFI-44 a BFI-10. *Československá psychologie, 60*(6), 567-583.

Janoušková, M., Winkler, P., Kážmér, L. (2014). Vývoj nově přiznaných invalidních důchodů z důvodu duševních a fyzických onemocnění v ČR v letech 2001-2011. *Psychiatrie, 18*(4), 161-165.

John, O. P., Srivastava, S. (1999). The Big-Five trait taxonomy: History, measurement and theoretical perspectives. In L. P. a. O. P. John (Ed.), *Handbook of personality: Theory and research (2nd ed.)*. New York: Guilford Press.

Kaščáková, N., Husárová, D., Hašto, J., Kolarčik, P., Šolcová, I. P., Geckova, A. M., Tavel, P. (2016). Validation of a 16-item short form of the Czech version of the Experiences in Close Relationships Revised questionnaire in a representative sample. *Psychological Reports, 119*(3), 804-825.

Kim, D., Park, S.-C., Yang, H., Oh, D. H. (2011). Reliability and validity of the Korean version of the Childhood Trauma Questionnaire-Short Form for psychiatric outpatients. *Psychiatry Investigation, 8*(4), 305-311.

Klinitzke, G., Romppel, M., Haeuser, W., Braehler, E., Glaesmer, H. (2012). The German version of the Childhood Trauma Questionnaire (CTQ) - Psychometric characteristics in a representative sample of the general population. *Psychotherapie Psychosomatik Medizinische Psychologie, 62*(2), 47-51.

Koutek, J., Kocourková, J. (2013). Analýza rizikových faktorů suicidálního jednání v dětství a adolescenci. *Česko-slovenská pediatrie, 68*(1), *36-42.*

Koutek, J., Kocourkova, J., Hladikova, M., Hrdlicka, M. (2009). Suicidal behavior in children and adolescents: does a history of trauma predict less severe suicidal attempts? *Neuro Endocrinology Letters, 30*(1), 99-106.

Löckenhoff, C. E., Carstensen, L. L. (2004). Socioemotional selectivity theory, aging, and health: the increasingly delicate balance between regulating emotions and making tough choices. *Journal of Personality, 72*(6), 1395-1424.

MacDonald, K., Sciolla, A. F., Folsom, D., Bazzo, D., Searles, C., Moutier, C., . . . Norcross, B. (2015). Individual risk factors for physician boundary violations: the role of attachment style, childhood trauma and maladaptive beliefs. *General Hospital Psychiatry, 37*(1), 81-88.

MPSV (2014). Týrané, zneužívané a zanedbávané děti. Vyhľadané na http://www.mpsv.cz/cs/7260 [http://www.mpsv.cz/cs/7260].

Nederlof, E., Van der Ham, J. M., Dingemans, P. M. J. A., Oei, T. I. (2010). The relation between dimensions of normal and pathological personality and childhood maltreatment in incarcerated boys. *Journal of Personality Disorders, 24*(6), 746-762.

Netemeyer, R. G., Bearden, W. O., Sharma, S. (2003). *Scaling procedures: Issues and applications*: Thousand Oaks, CA: Sage Publications.

Overfeld, J., Heim, C. (2016). Psychobiologischen Folgen früher Stresserfahrungen. In U. T. Egle, P. Joraschky, A. Lampe, I. Seiffge-Krenke, M. Cierpka (Eds.), *Sexueller Missbrauch, Misshandlung, Vernachlässigung. Erkennung, Therapie und Prevántion der Folgen früher Stresserfahrungen* (pp. 24-39). Stuttgart: Schattauer.

Perry, B. D. (2001). The neurodevelopmental impact of violence in childhood. *Textbook of Child and Adolescent Forensic Psychiatry*, 221-238.

Schellong, J. (2013). Diagnostische Klassifikation von Traumafolgestörungen. Diagnostik und Behandlung von Folgen schwerer Gewalt und Vernachlässigung. In M. Sack, U. Sachse, J. Schellong (Eds.), *Komplexe Traumafolgestörungen* (pp. 42-55). Stuttgart: Schattauer.

Scher, C. D., Forde, D. R., McQuaid, J. R., Stein, M. B. (2004). Prevalence and demographic correlates of childhood maltreatment in an adult community sample. *Child Abuse & Neglect, 28*(2), 167-180.

Scher, C. D., Stein, M. B., Asmundson, G. J. G., McCreary, D. R., Forde, D. R. (2001). The Childhood Trauma Questionnaire in a community sample: Psychometric properties and normative data. *Journal of Traumatic Stress, 14*(4), 843-857.

Schore, A. N. (2001). The effects of early relational trauma on right brain development, affect regulation, and infant mental health. *Infant Mental Health Journal, 22*(1-2), 201-269.

Schulz, A., Schmidt, C. O., Appel, K., Mahler, J., Spitzer, C., Wingenfeld, K., . . . Grabe, H. J. (2014). Psychometric functioning, socio-demographic variability of childhood maltreatment in the general population and its effects of depression. *International Journal of Methods in Psychiatric Research, 23*(3), 387-400.

Siegel, D. J. (1999). *The developing mind. How relationships and the brain interact to shape who we are.* London, New York: The Guilford Press.

Waldinger, R. J., Schulz, M. S., Barsky, A. J., Ahern, D. K. (2006). Mapping the road from childhood trauma to adult somatization: The role of attachment. *Psychosomatic Medicine, 68*(1), 129-135.

Walker, E. A., Gelfand, A., Katon, W. J., Koss, M. P., Von Korff, M., Bernstein, D., Russo, J. (1999). Adult health status of women with histories of childhood abuse and neglect. *The American Journal of Medicine, 107*(4), 332-339.

Werner, E. E., Smith, R. S. (2001). *Journeys from childhood to midlife. Risk, resilience, and recovery.* Ithaca, NY: Cornell University Press.

WHO (2012). *Risks to mental health: An overview of vulnerabilities and risks factors*. Vyhľadané na http://www.who.int/mental_health/mhgap/risks_to_mental_health_EN_27_08_12.pdf.

Wingenfeld, K., Spitzer, C., Mensebach, C., Grabe, H. J., Hill, A., Gast, U., . . . Driessen, M. (2010). The German Version of the Childhood Trauma Questionnaire (CTQ): Preliminary psychometric properties. *Psychotherapie Psychosomatik Medizinische Psychologie, 60*(11), 442-450.

Wright, K. D., Asmundson, G. J., McCreary, D. R., Scher, C., Hami, S., Stein, M. B. (2001). Factorial validity of the Childhood Trauma Questionnaire in men and women. *Depression and Anxiety, 13*(4), 179-183.

Yehuda, R., Flory, J. D., Bierer, L. M., Henn-Haase, C., Lehrner, A., Desarnaud, F., . . . Meaney, M. J. (2015). Lower methylation of glucocorticoid receptor gene promoter 1 F in peripheral blood of veterans with posttraumatic stress disorder. *Biological Psychiatry, 77*(4), 356-364.

Zvonařová, M. (2012). Příklady problémů ve vztazích mezi generacemi v rodinách s týraným, zneužívaným nebo zanedbávaným dítětem. *Sociální práce / Sociálna práca, 12*(4), 7-10.

SÚHRN

Cieľom štúdie bolo overiť psychometrické vlastnosti českého prekladu CTQ (Childhood Trauma Questionnaire) na reprezentatívnej vzorke dospelých obyvateľov Českej republiky (ČR) a posúdiť sociodemografické rozdiely v jednotlivých podtypoch traumatizácie v rôznych skupinách obyvateľstva.

Metódy. V rámci výskumnej štúdie na reprezentatívnej vzorke obyvateľstva ČR (N = 1000, priemerný vek 46,0; 48,6 % mužov) boli zozbierané údaje nástroja CTQ. Na popis dát boli použité mediány a kvartily, na testovanie rozdielov v skupinách boli použité neparametrické testy. Dimenzionálna štruktúra dotazníku bola testovaná exploračnou a konfirmačnou faktorovou analýzou.

Výsledky. Nástroj CTQ je možné považovať za validný sebaposudzovací nástroj pre dospelých na retrospektívne zisťovanie traumatizácie v detstve v českom kultúrnom kontexte. Exploračná a konfirmačná faktorová analýza ukázali vhodnosť pôvodného 5-faktorového riešenia. Na potvrdenie konvergentnej validity boli použité škály úzkostnosti a vyhýbavosti z dotazníka ECR-R (Experiences in Close Relationships – Revised) a škála neuroticizmu z BFI-44 (Big Five Inventory). Vnútorná konzistencia subškál CTQ bola výborná (s Cronbachovým α v rozmedzí 0,82 až 0,92), okrem škály fyzického zanedbávania (α= 0,64).

V reprezentatívnej vzorke obyvateľstva ČR bolo podľa empiricky odvodených prahových hodnôt zistené u 20,2 % respondentov emocionálne týranie (EA), u 18 % fyzické týranie (PA), u 9,7 % sexuálne zneužívanie (SA), u 15,6 % emocionálne zanedbávanie (EN) a u 37,2 % fyzické zanedbávanie (PN). U 24,5 % obyvateľstva bol prítomný aspoň jeden typ traumatizácie a u 23,8 % traumatizácia viacerými typmi traumy. U ľudí žijúcich osamelo bol signifikantne vyšší výskyt EA, EN a PN. Obyvatelia s dosiahnutým základným vzdelaním mali signifikantne vyšší výskyt EN a PN v porovnaní s ľuďmi s vyšším typom vzdelania. Výskyt SA bol významne asociovaný s životom osamote a dosiahnutým základným vzdelaním. Invalidita bola signifikantne spojená s výskytom EA. Jednotlivé subškály CTQ medzi sebou stredne korelovali.

Limity. Limitom štúdie je spôsob zberu údajov. Štandardizované interview mohlo ovplyvniť odpovedanie na citlivé položky sociálne želateľným smerom.