

RELIABILITA A FAKTOROVÁ VALIDITA DOTAZNÍKU SPARO

Hynek Cígler, Adéla Rudá

Abstrakt

V roce 2009 patřil dotazník SPARO k nejpoužívanějším metodám psychologické diagnostiky v ČR (Urbánek, 2010), a to zejména mezi psychology působícími v personalistice, vězeňství, policii a armádě. Empirické důkazy jeho validity a reliability ovšem chybějí. S využitím rozsáhlého vzorku policistů a uchazečů o práci u policie jsme proto ověřili reliabilitu a faktorovou validitu dotazníku. Výsledky ukazují, že vnitřní konzistence je neuspokojivá u zhruba poloviny škál, jednotlivé škály navíc nejsou jednodimenzionální. Faktorová validita je problematická zejména u hlavních komponent dotazníku, které spolu oproti předpokladům silně korelují. Tyto korelace navíc byly přítomny i v původních standardizačních vzorcích, protože se neliší námi pozorované a originální korelační matice. Faktorová struktura dvou „obecnějších faktorů“ je komplikovaná, nelze v rozporu s teorií identifikovat dvě nezávislé latentní proměnné. Výsledky nepodporují využití dotazníku v běžné praxi. Za tímto účelem by bylo nezbytné prokázat prediktivní validitu jednotlivých škál dotazníku; souběžnou validitu ověříme v další studii (Cígler & Rudá, 2021).

Klíčová slova: vnitřní konzistence; faktorová validita; SPARO; policejní sbor ČR; personální výběr

THE RELIABILITY AND FACTOR VALIDITY OF THE SPARO QUESTIONNAIRE

Abstract

In 2009, the SPARO questionnaire was one of the most used assessment methods in the Czech Republic (Urbánek, 2010), especially between psychologists in human resources, prisons, police, or the army. However, empirical evidence of its reliability and validity is missing. Using a significant sample of police officers and applicants to police, we researched the questionnaire's reliability and factor validity. About half of the scales do not have adequate internal consistency; the majority of them are not unidimensional. Factor validity is questionable, especially in the main components of the questionnaire, which are highly correlated. These correlations were also present in the original standardized samples as our and original correlation matrices do not differ. The factor structure of the two general factors items is not clear and two-dimensional. Our results do not support the use of the questionnaire in practice. It is necessary to confirm its' predictive validity; the criterion validity is evaluated in our follow up study (Cígler & Rudá, 2021).

Keywords: *internal consistency; factor validity; SPARO; Police of the Czech Republic; personal selection*

Došlo: 18. 7. 2020

Schváleno: 10. 11. 2020

Úvod

Cílem této studie je posouzení faktorové validity a reliability dotazníkové baterie SPARO (Mikšík, 2004). V České republice jde společně s jejími předchozími verzemi o velmi rozšířenou metodu, která v nedávné době patřila dokonce k nejpoužívanějším tuzemským dotazníkům (Svoboda et al., 2004; Urbánek, 2010). Bohužel, není nám známa žádná nezávislá studie, která by psychometrické parametry dotazníku ověřovala. V databázích Web of Science a Scopus se k 3. dubnu 2020 nacházely jen tři studie, které využily některý z rodiny testů SPARO, IHAVEZ, SPIDO, VAROS nebo IHARO (Jurišová & Sarmány-Schuller, 2013; Preiss & Haas, 1997; Šucha et al., 2017). Pouze Preiss a Haas (1997) se však explicitně zabývali psychometrickými parametry metody.

Dotazník SPARO je naopak značně populární v diplomových pracích. Databáze theses.cz k 3. dubnu 2020 obsahovala v kombinaci s termínem „dotazník“ 964 výsledků obsahujících slovo SPARO. Je však otázkou, kolik z nich se zabývá psychometrickými parametry těchto metod.

Východiska metody SPARO: bazální psychická autoregulace osobnosti

Osobnostní dotazník SPARO vychází z teorie osobnosti Oldřicha Mikšíka (2003, 2007, 2009) operacionalizované do celé řady dotazníků. Naneštěstí jsou Mikšíkovy texty psané hůře srozumitelným stylem, což znesnadňuje porozumění celé teorii. Řada publikací navíc obsahuje prakticky shodné pasáže, výzkumné vzorky se nejasným způsobem prolínají a analytické postupy nejsou dobře dokumentované. Navíc se použitá terminologie značně odlišuje od pojmů současné psychologie individuálních rozdílů (např. Leary & Hoyle, 2009), což skýtá obtíže při ověřování konstruktové validity Mikšíkových dotazníků. To vše je jednoznačně škoda; Mikšík nabídl ucelený pohled na strukturu psychiky člověka, který se zdá být významně odlišný od jiných současných teorií osobnosti, a který by tak mohl být značným přínosem.

Mikšík se každopádně vymezuje proti tradičním pojetím psychologických teorií osobnosti a svůj koncept, který nazývá „*bazální psychická autoregulace osobnosti*“, definuje jako „*integrovanou slitinu vrozených a osvojených strategií, jimiž se subjekt v procesu své reálné životní praxe dynamicky vyrovnává s různorodými variantami situačních komplexů*“ (Mikšík, 2007, p. 58).

I přes jistou pojmovou nejasnost je tato definice v souladu se současným pojetím osobnosti jako souhrnu kognitivních, behaviorálních a afektivních vzorců, které vznikají na podkladě biologických i environmentálních příčin (např. Corr & Matthews, 2009). Podle Mikšíka (2007, pp. 59–60) jsou povahové vlastnosti „*slitinou čtyř na sobě relativně nezávislých komponent*“ (pro přehled viz Tabulka 1), které jsou dále modifikovány „*faktory vyššího řádu*“ ve „*dvou na sobě nezávislých, kvalitativně rozdílných aspektech*“ (Tabulka 1). Tato struktura je označována jako „*struktura psychické variabilnosti*“ a jednotlivé psychické rysy jako „*variabilita*“, protože se „*... ve všech komponentách [...] specifickým [...] způsobem prosazuje dynamický [...] aspekt, [a] to na kontinuu od maximální stability [...], přes relativně vyrovnanou [...] hodnotu, až po maximální variabilitu*“ (Mikšík, 2007, pp. 59–60).

Tabulka 1
Základní komponenty bazální psychické integrovanosti a Bazálnější škály obecné variability

	kladný pól	záporný pól
<i>Základní komponenty</i>		
KO – kognitivní variabilnost	tendence ke změně, tíhnutí k vysoké kvantitě, dynamice a proměnlivosti vnějších podnětů při komplexním zpracování	tendence k interakci se stabilnějším a kognitivně chudším prostředím
EM – emocionální variabilnost	vysoká emocionální vzrušivost, sklon k prožívání situační tenze i euforie	emocionální stabilita, snížená emotivita
RE – regulační variabilnost	nízké sebeovládání, nízké zvažování důsledků chování	soustavné vřazování budoucího možného efektu do rozhodovacích procesů
AD – adjustační variabilnost	tendence odpovídat na situační proměnné přízpůsobovacími aktivitami	tendence přidržovat se vlastních přístupů, schémat chování
<i>Bazální škály (faktory vyššího řádu či obecnější faktory)¹</i>		
PV – obecná hladina psychické vzrušivosti	tíhnutí k dynamickým interakcím s vysokou situační vzrušivostí	nízké vyhledávání dynamických interakcí
MH – motorická hybnost	vyhledávání změn při menších regulačních zábranách a emocionální a adjustační rigiditě	vyhledávání klidu při vysoké emocionální vzrušivosti, regulovanosti a přízpůsobivosti

Poznámka: Upraveno podle Mikšíka (2004, 2007).

¹ Pojmenování se liší v různých zdrojích (Mikšík, 1992, 2001, 2004, 2007, 2009).

Dotazník SPARO

Zkratka SPARO je akronymem pro sousloví *Systém bazální Psychické AutoRegulace Osobnosti*. Tento osobnostní dotazník je součástí programu DIAROS a navazuje na předchozí řadu taktéž oblíbených (Svoboda et al., 2004; Urbánek, 2010) dotazníků IHAVEZ, SPIDO, VAROS a IHARO, ze kterých bezprostředně vychází (Mikšík, 2004). Ty se zaměřují na zjišťování takových kvalit osobnosti, které jsou potřebné pro zvládání náročných situací, a dále sleduje takové charakteristiky, které pro lidi mohou představovat optimální nebo nadměrnou kvalitu či intenzitu životních podmínek, okolností a životních kontextů. Je tedy podle autora vhodný například v oblasti armády nebo zdravotnictví (Mikšík, 1992). Celá baterie DIAROS je navíc modulární a kromě výše uvedených nástrojů obsahuje i další metody, jako jsou např. BAROM, SUPSO, SIPO či DUSIN (Mikšík, 2009).

Originální dotazník VAROS (Mikšík, 1992) obsahoval 120 položek v sedmi škálách. Navazoval na něj SPIDO (Mikšík, 1992) s 200 položkami a 7 nově přidanými škálami. Poslední je pak IHAVEZ (Mikšík, 1992) se 300 položkami, 14 standardními škálami shodnými s dotazníkem SPIDO a 22 přídavnými škálami. Seznam všech škál těchto dotazníků je v příloze 1, tabulce 1.1.

Metoda SPARO obsahuje 300 položek stejně jako IHAVEZ, zařazených do čtyř hlavních komponent, dvou obecnějších faktorů, validizačního L-skóre a 34 subškál rozdělených do sedmi „dimenzí“ – pro přehled viz tabulku 1.2 v příloze 1 (Mikšík, 2004). Konfigurací čtyř základních komponent lze navíc určit 16 typů osobnosti pro usnadnění interpretace výsledků, těmi se však v naší studii nezabýváme.

SPARO má velmi blízko k metodě IHAVEZ, jejíž záznamové archy je dokonce možné převést na škály SPARO, a to kromě škály vztahovačnost, VZ (Mikšík, 2004). Po bližším prozkoumání položek jednotlivých dotazníků je navíc patrné, že většina položek obou dotazníků je shodná, jejich pořadí či znění je však v některých případech pozměněno, některé položky jsou nahrazeny jinými a jiné jsou revertovány; několik položek je vynecháno či nově přidáno (Mikšík, 1992, 2004)¹. Změny však nejsou v manuálu SPARO explicitně uvedeny a manuál se blíže nevěnuje ani konstrukci, ani revizi položek.

Škály SPARO obsahují různý počet položek (Mikšík, 2004). Čtyři hlavní komponenty a L-skór věrohodnosti 20, obecnější faktory 14, ostatní subškály pak 14–20 položek, pouze škála anomalita (AN) je definována jako vážený součet vybraných subškál. Některé položky jsou zařazeny zároveň do komponent i subškál, některé i do vícera, což může nadhodnocovat odhad korelací jednotlivých skóre a komplikovat odhad faktorových analýz nad škálovými skóre. Položky zařazené do obecnějších faktorů pak sytí vždy alespoň jednu subškálu, čtyři hlavní komponenty však žádné společné položky nesdílejí. Překryvy položek jsou součástí on-line supplementu.

Dotazník SPARO je administrovaný metodou „tužka–papír“ a vyhodnocený ručně pomocí šablon nebo s pomocí programu DiarosWin, případně administrovaný přímo v tomto programu; obě formy jsou považovány za ekvivalentní. Respondent musí zodpovědět vždy všechny položky. Pro interpretaci slouží standardní z-skóre, program navíc nabízí kromě obecných či specifických norem i referenční z-skóre založené na charakteristikách ostatních respondentů vyšetřených daným uživatelem programu DiarosWin (Mikšík, 2001).

Faktorová struktura dotazníku SPARO

Plný text původních studií (Mikšík, 1983, 1985, cit. dle Mikšík, 2004, 2009), ze kterých vycházejí veškeré další popisy faktorové struktury dotazníku, nám bohužel nebyl dostupný. Vycházíme proto ze sekundárních zdrojů (Mikšík, 2004, 2009), z nichž však není analytický postup zcela srozumitelný.

S pomocí faktorové analýzy nad položkami metody IHAVEZ byly identifikovány čtyři faktory KO, EM, RE a AD. Obdobným způsobem byly identifikovány i faktory vyššího řádu PV a MH zdrojů (Mikšík, 2004, 2009). Po roce 2005 (Mikšík, 2009) byly provedeny nové faktorové analýzy, stáří datového souboru však není jasné – buď sběr probíhal v letech 1996-2001 (Mikšík, 2004) nebo 2000-2004 (Mikšík, 2009). Každopádně byla použita rotace varimax nad korelační maticí 41 škál, tedy nikoli položek. Tento postup však považujeme za vysoce problematický a jeho závěry za silně

¹ Příkladem revertované položky je „*Nerad se pouštím do riskantních podniků*“ (IHAVEZ) vs. „*Rád se pouštím do riskantních podniků*“ (SPARO). Přeformulovanou položkou je např. „*Nevyplácí se angažovat se pro druhé; obvykle člověk zjistí, že byl jen zneužit a nikdo to neocení*“ (IHAVEZ) vs. „*Nevyplácí se angažovat se pro druhé; obvykle se jen zjistí, že to nikdo neocení*“ (SPARO) či „*Je lepší, získají-li manželé první sexuální zkušenosti spolu*“ (IHAVEZ) vs. „*Je lepší, získají-li manželé takové zaměstnání, při kterém by mohli hodně cestovat po republice.*“ (SPARO). Mezi přidané položky patří „*Byl bych spokojenější i úspěšnější, kdyby mi řada lidí nepodrážela nohy*“ (nenachází se v IHAVEZ), vynechána naopak byla položka „*Naprosté většině neštěstí a katastrof nelze v podstatě zabránit*“ (nenachází se ve SPARO).

zkreslené právě z toho důvodu, že škály obsahují společné položky, které nadhodnocují jejich korelaci a znehodnocují tak výsledné faktorové řešení.

Extrahovány byly buď čtyři faktory, které podle Mikšíka (2004, 2009) potvrzují existenci čtyř základních komponent, a dále i všechny „statisticky průkazné“ faktory (přičemž není zřejmé, co je slovem „průkazné“ myšleno), ve kterých byly pozorované faktory normality (sycené zejména škálami AN, EX a L) a interpersonálních postojů (VZ a BE). Navzdory tomu není dle autora třeba revidovat vymezení základních čtyř komponent (Mikšík, 2004, 2009). Autor pak konstatuje (bez dalších důkazů) úspěšné srovnání obecnějších faktorů s původními škálami dotazníku IHAVEZ (Mikšík, 2004). Není však popsán způsob tvorby nových škál metody SPARO, ani jejich návaznost na původní IHAVEZ.

Vzhledem k metodologickým pochybením a nedostatku informací lze proto faktorovou validitu dotazníku SPARO hodnotit jen obtížně. Na základě teorie a způsobu vývoje však lze předpokládat, že čtyři základní komponenty (KO, EM, RE, AD) by měly být jednodimenzionální (protože jsou konstruovány s pomocí faktorových analýz) a „relativně nezávislé“, tedy nekorelované. To stejné by mělo platit i pro obecné faktory PV a MH. Ostatní škály jsou vymezeny „operacionálně“ a unidimenzionalitu tak nelze plně předpokládat.

Reliabilita dotazníku SPARO

Mikšík (2004) uvádí, že vnitřní konzistence všech skóru dotazníku se v souboru 362 mužů pohybovala v rozmezí 0,46 až 0,81 (Cronbachova alfa). Výjimku podle něj tvořily dvě škály, KI a RF, jejichž reliability jsou 0,24 a 0,29. Autor nijak nereflektuje to, že většina těchto odhadů je neuspokojivě nízká.

K dispozici jsou rovněž i výsledky test-retest reliability na dvou vzorcích. Korelace čtyř komponent a dvou obecnějších faktorů u pacientek s neurózou ($n = 48$) na začátku léčby a po šesti týdnech dosahovala hodnot 0,56 až 0,87. U vysokoškolských studentek ($n = 157$) s odstupem dvou let dosahovala test-retest reliabilita šesti zmíněných škál hodnot 0,56–0,86 (Mikšík, 2004). Jiné studie nejsou k dispozici, nebo se nám je nepodařilo nalézt.

Kontext využití metody SPARO v policejní psychologii

Využití dotazníku SPARO je relativně rozšířeno v bezpečnostních složkách a armádě. Jedná se o psychicky náročné povolání, které předpokládá určitou odolnost vůči stresu. Psychodiagnostika v rámci personálního výběru tak zohledňuje tento požadavek skrze metodu, která se dle svého autora (Mikšík, 2001, 2004, 2007, 2009) zaměřuje právě na prozkoumání schopnosti zvládat zátěžové situace. Podle výzkumu SPARO využívali kolem roku 2002 jak kliničtí a poradenští psychologové, tak psychologové v organizacích a pracovní psychologii a asi 40 % psychologů v bezpečnostních sborech (Svoboda et al., 2004; Urbánek, 2010), obdobná situace pak byla i v roce 2009 (Urbánek, 2010).

Výzkumné cíle

Cílem naší studie je ověřit reliabilitu a faktorovou validitu dotazníku SPARO v nezávislé studii na českém vzorku. Za tímto účelem budou využita data z reálné diagnostiky v kontextu personálního výběru a ověřování profesní způsobilosti u členů policejního sboru České republiky. Pokud je nám

známo, SPARO dosud nebylo podrobena jiným studiím, než které realizoval autor dotazníku Oldřich Mikšík (1992, 2001, 2003, 2004, 2007, 2009) s několika málo výše uvedenými výjimkami.

Naše výzkumné otázky a hypotézy lze rozdělit do tří oblastí týkajících se reliability, vnitřní struktury (faktorové validity) a zobecnitelnosti.

Reliabilita

Výzkumná otázka 1. *Je dotazník SPARO dostatečně reliabilním nástrojem pro individuální diagnostiku?*

Odpovědí na tuto otázku bude ověření vnitřní konzistence všech škál dotazníku SPARO. Kromě prosté deskripce srovnáme pozorované odhady reliability s těmito kritérii: neakceptovatelné ($r_{xx'} < 0,7$), akceptovatelné ($0,7 \leq r_{xx'} < 0,8$), dobré ($0,8 \leq r_{xx'} < 0,9$) a výborné ($0,9 \leq r_{xx'}$).

Vnitřní struktura metody

Výzkumná otázka 2. *Odpovídá vnitřní struktura a vzájemné vztahy jednotlivých škál dotazníku SPARO teoretickým předpokladům?*

Hlavní komponenty a obecné faktory dotazníku SPARO by měly být syceny jediným faktorem. Jednodimenzionalitu nicméně ověříme u všech škál.

H1: Jednotlivé škály SPARO jsou jednodimenzionální.

Hypotézy H2–H5 se zaměřují přímo na konstruktovou validitu klíčových skóre dotazníku SPARO tak, jak vyplývá z teoretických předpokladů.

H2: Základní komponenty metody SPARO (KO, EM, RE a AD) jsou syceny čtyřmi odlišnými faktory.

H3: Čtyři faktory sytící základní komponenty metody SPARO (KO, EM, RE a AD) jsou vzájemně nezávislé a jejich korelace jsou blízké nule.

H4: Obecnější faktory metody SPARO (PV, MH) jsou syceny dvěma odlišnými faktory.

H5: Dva faktory sytící obecnější faktory metody SPARO (PV, MH) jsou vzájemně nezávislé.

Zobecnitelnost závěrů

Výzkumná otázka 3. *Lze naše výsledky zobecnit na populaci, ze které byl vybrán standardizační vzorek dotazníku SPARO?*

Poslední hypotéza je klíčová pro ověření zobecnitelnosti našich závěrů, tedy toho, zda náš vzorek není výrazně odlišný od originálních Mikšíkových (2009) výzkumných souborů.

H6: Pozorované korelace základních komponent, obecnějších škál a škál normality dotazníku SPARO odpovídají korelacím reportovaným autorem metody (Mikšík, 2009, pp. 116–118), a to jak pro muže (H6a), tak i pro ženy (H6b).

Metoda

Výzkumný vzorek a procedura

Pro účely této studie byla využita data získaná v průběhu reálné testové situace, poskytnutá Policejním prezidiem České republiky. Vzorek tvoří $N_{SPARO} = 4\,534$ osob testovaných v letech 2002–2014 ve výběrové situaci, z toho 1 270 žen (28 %) a 3 264 mužů (72 %). Průměrný věk byl 25,2 roku ($SD = 6,3$). Celkem 95 % vzorku tvořili uchazeči (civilisté) o služební poměr v policii, 1 % příslušníci jiných bezpečnostních sborů přestupující k policii a 4 % příslušníci policie testovaní v rámci dalšího interního výběru. Celkem 97 % testování probíhalo za účelem zjišťování osobností způsobilosti (všichni uchazeči z řad civilistů, příslušníci jiných bezpečnostních sborů a polovina příslušníků policie). Z nich 41 % bylo testováno s výsledkem způsobilý k výkonu služby a 59 % s výsledkem nezpůsobilý. Data tohoto výzkumného vzorku tvoří položky, základní demografické údaje a hrubé skóry škál dotazníku SPARO.

Všechna data byla získána během supervidované administrace na počítači nebo v písemné formě vyhodnocené počítačem. Písemná i elektronická verze dotazníku SPARO jsou autorem považovány za ekvivalentní (Mikšík, 2004). Ve všech výpočtech zanedbáváme rozdíly mezi muži a ženami, pokud není explicitně řečeno jinak. To může mírně zkreslit odhad faktorové struktury i reliability, nicméně dle autora by měla být struktura obou metod pro muže a ženy analogická (Mikšík, 1992, 2004, 2009). Navíc i námi pozorované rozdíly v průměrných skórech byly spíše zanedbatelné; 95 % rozdílů mezi muži a ženami (Kendalovo tau) na všech škálách SPARO bylo v rozmezí $\pm 0,2$. Větší efekty než $\pm 0,3$ pak byly pozorovány jen u škály FM (femininí vs. maskulininí interakce), $\tau = -0,32$, což dává věcný smysl.

Statistická analýza dat

Veškeré analýzy byly provedeny v prostředí R ver. 3.6.2 (R Core Team, 2020) s využitím různých knihoven (T. D. Jorgensen et al., 2020; Lakens, 2017; Mangiafico, 2020; Phillips, 2017; Revelle, 2019; Rosseel, 2012; Signorell & et al., 2020; Torchiano, 2019; Wickham & Bryan, 2019). Pro všechny analýzy byla vzhledem k velikosti vzorků a počtu testů zvolena přísnější hladina spolehlivosti $\alpha = 0,01$. Analytický skript, doplňkové soubory a další materiály jsou veřejně dostupné na <https://doi.org/10.17605/OSF.IO/CNU58>; tento on-line supplement je sdílený s navazujícími studií o souběžné validitě s MMPI-2 (Cígler & Rudá, 2021). Nemáme svolení sdílet zdrojová data, proto je na uvedeném odkazu k dispozici pouze jejich struktura a deskriptivní statistiky včetně korelačních matic (Pearsonových i tetrachorických). Námi použité zařazení položek do škál jsme úspěšně ověřili, pro podrobnosti viz přílohu 2.

Odhad vnitřní konzistence

Podrobný způsob odhadu vnitřní konzistence tvoří přílohu 3, zde jen stručně shrneme podstatu našeho přístupu. Namísto koeficientu alfa (Cronbach, 1951), který má příliš silné předpoklady (jednodimenzionalitu a tau-ekvivalenci položek, tedy shodné faktorové náboje), při jejichž porušení může silně podhodnocovat skutečnou reliabilitu, používáme vyšší ze dvou jiných, méně zkreslených odhadů. Jejich maximum, které je vždy vyšší než Cronbachovo alfa, anotujeme jako r_{max} . Konkrétně jde o koeficient λ_4 (Benton, 2015; Guttman, 1945; Revelle & Zinbarg, 2009), což je nejvyšší možný odhad split-half reliability, a na explorační faktorové analýze založený Bentlerův koeficient r_{glb} (P. M. Bentler & Woodward, 1980; Peter M. Bentler, 2009; Revelle & Zinbarg, 2009; Sijtsma, 2009).

Oba odhady lze chápat jako nejmenší možný podíl rozptylu součtového skóru, který je vysvětlen rozptylem sdíleným napříč položkami. Tyto výsledky doplňujeme ještě koeficientem Revellova (1978) β , který je naopak odhadem nejmenšího možného podílu rozptylu a lze jej vysvětlit jen jediným společným faktorem. U škály Anomálie osobnosti (AN) jsme museli zvolit specifický postup, interpretace jeho výsledku je nicméně analogická výše zmíněné. Postup je podrobně popsán rovněž v Příloze 3.

Vnitřní struktura testu

Vnitřní struktura testu bude ověřována s pomocí ordinální konfirmační faktorové analýzy. Ta je ve všech případech odhadnuta s využitím knihovny lavaan (Rosseel, 2012) prostřednictvím robustního estimátoru WLSMV nad maticí polychorických korelací. Protože vzhledem k velikosti vzorku je absolutní test dobré shody modelu s daty příliš striktní, používáme k interpretaci kromě něj i relativní indexy interpretované ve shodě s běžnými doporučeními (Hu & Bentler, 1999; MacCallum et al., 1996): Tuckerův-Lewisův index, *TLI* ($TLI < 0,90$ jako neakceptovatelné; $0,90 \leq TLI < 0,95$ jako adekvátní; a $0,95 \leq TLI$ jako dobré), Standardized Root Mean-square Residual, *SRMR* ($SRMR > 0,08$ jako neakceptovatelné, $0,08 \geq SRMR > 0,05$ jako adekvátní; a $SRMR \leq 0,05$ jako dobré) a Root Mean Square Error of Approximation, *RMSEA* (stejná kritéria jako pro *SRMR*).

Protože index *TLI* je závislý na síle vzájemných vztahů položek a má tendenci podhodnocovat shodu modelu s daty, pokud jsou tyto vztahy slabé (Kenny et al., 2014), použili jsme rovněž *RMSEA* základního modelu, kde jsou všechny faktorové náboje zafixovány na nulu (*RMSEA_{null}*). Ve shodě s Kennym a kol. (2014) *TLI* neinterpretujeme, pokud je *RMSEA_{null}* $< 0,158$. *RMSEA_{null}* bude odhadnuté pomocí funkce `nullRMSEA` z balíčku `semTools` (T. D. Jorgensen et al., 2020). Celkové hodnocení modelu bude založeno na nejlepším hodnocení, kterého dosáhly všechny indexy. Kromě toho bude model hodnocen jako dobrý, pokud se významně neliší od dat na hladině $\alpha = 0,01$ (nehledě na zbylé indexy). Z hodnocení je vyřazena škála AN, u které jednodimenzionalitu nelze předpokládat (jde o vážený součet dílčích škál).

Hypotéza 1 (H1). Jednodimenzionální struktura všech škál bude ověřena pomocí konfirmační faktorové analýzy separátně pro každou škálu.

Hypotézy 2 a 4 (H2, H4). Strukturu hlavních komponent, H2 (resp. obecnějších faktorů, H4) dotazníku SPARO ověříme s pomocí čtyřdimenzionální (resp. dvoudimenzionální) konfirmační faktorové analýzy.

Hypotézy 3 a 5 (H3, H5). Pro ověření nezávislosti hlavních komponent, H3 (resp. obecnějších faktorů, H5) dotazníku SPARO zafixujeme kovariance mezi latentními proměnnými z předchozího modelu (H2, resp. H4) na nulu a oba modely srovnáme s využitím robustního testu poměrů maximální věrohodnosti (Satorra, 2000), který je vhodný i pro ordinální CFA s estimátorem WLSMV (T. Jorgensen, 2020).

Zobecnitelnost závěrů

Hypotéza 6 (H6). Shodu námi a Mikšíkem (2009) pozorovaných korelací škál dotazníku SPARO ověříme prostřednictvím mnohoskupinové konfirmační faktorové analýzy metodou maximální věrohodnosti (ML) nad předem odhadnutými maticemi Pearsonových korelací, a to pro muže a ženy zvlášť. První skupinou bude vždy náš vzorek SPARO, druhý bude originální Mikšíkův (2009) vzorek ($n_{muži} = 8099$, $n_{ženy} = 7080$). Korelace budou omezeny na stejné hodnoty napříč oběma vzorky a

výsledný model bude interpretován stejně jako v případě hypotéz H1. Nízká shoda modelu s daty bude znamenat, že se naše a Mikšíkova (2009) data liší.

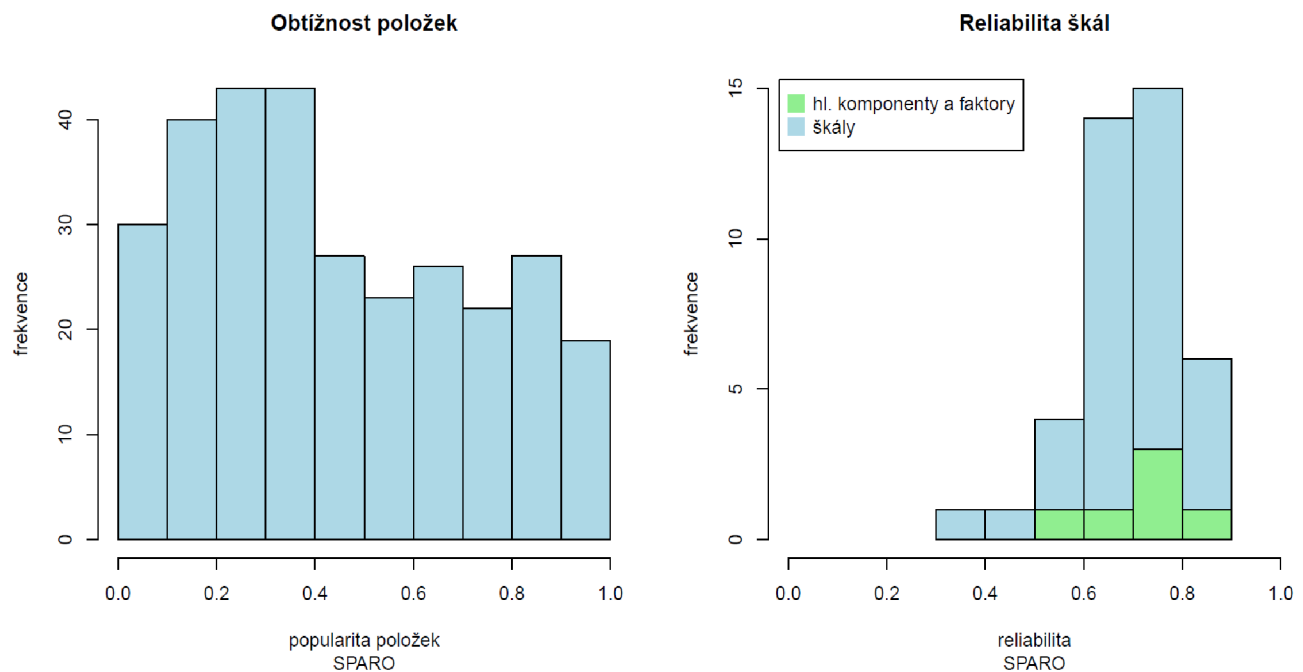
Výsledky

Deskriptivní statistiky

Deskriptivní statistiky všech položek, matice Pearsonových i tetrachorických korelací jsou vzhledem ke svému rozsahu uvedeny v on-line supplementu.

Položky dotazníku SPARO byly zpravidla průměrně obtížné až obtížnější, průměr popularit položek (podílu souhlasných odpovědí) byl 0,44 ($SD = 0,28$, $Md = 0,38$). Prostředních 50 % popularit se nacházelo v rozmezí 0,22–0,68, ačkoliv některé položky byly velmi extrémní ($min = 0,01$, $max = 0,97$). Histogram popularit položek je zobrazen na **Chyba! Nenalezen zdroj odkazů.** Vzhledem k povaze testování v položkovém souboru dotazníku SPARO nechyběla žádná data.

Deskriptivní statistiky celkových skóre dotazníku SPARO jsou uvedeny níže společně s reliabilitou v Tabulka 2, histogramy jednotlivých škál jsou součástí on-line supplementu.



Obrázek 1

Popularita položek a rozložení reliability jednotlivých škál dotazníku SPARO

Vnitřní konzistence

Reliability dotazníku SPARO jsou v Tabulka 2 společně s deskriptivami celkových skóre. Rozložení reliabilit jednotlivých škál je patrné z histogramu na **Chyba! Nenalezen zdroj odkazů.**

Kromě komponenty AD ($r_{max} = 0,559$) a obecnějšího faktoru MH ($r_{max} = 0,636$) měly ostatní hlavní komponenty a obecnější faktory přinejmenším akceptovatelnou reliabilitu; medián byl $Md = 0,75$, odhady se pohybovaly v rozmezí 0,56–0,87. Reliabilita všech skóre, poskytovaných dotazníkem SPARO, se pohybovala v rozmezí 0,32–0,87 s mediánem $Md = 0,71$; medián odhadu prostřednictvím koeficientu alfa byl v důsledku porušených předpokladů nižší, jen $Md = 0,61$. Jako neakceptovatelnou hodnotíme vnitřní konzistenci u 20 (49 %) skóre, u 14 (34 %) jako akceptovatelnou a jen u 7 (17 %) jako dobrou. Žádný skór neměl výbornou vnitřní konzistenci (vyšší než 0,90).

Tabulka 2

Deskriptivy a vnitřní konzistence škál SPARO

	M	SD	Md	min	max	Sk	α	λ_4	r_{glb}	β	nf	r_{max}	hodnocení r_{max}
<i>Hlavní komponenty</i>													
KO	9,24	3,60	9	0	20	0,081	0,698	0,753	0,746	0,555	7	0,753	akceptovatelné
EM	4,47	3,95	4	0	19	1,011	0,832	0,861	0,868	0,781	8	0,868	dobré
RE	5,24	3,19	5	0	20	0,791	0,700	0,753	0,758	0,603	9	0,758	akceptovatelné
AD	14,74	2,33	15	3	20	-0,296	0,471	0,559	0,540	0,203	9	0,559	neakceptovatelné
<i>Obecné faktory</i>													
PV	3,64	2,50	3	0	14	0,691	0,677	0,732	0,749	0,564	7	0,749	akceptovatelné
MH	6,63	2,34	7	0	14	0,088	0,551	0,636	0,602	0,411	5	0,636	neakceptovatelné
<i>N – Normalita</i>													
VZ	5,60	2,18	5	0	14	0,421	0,504	0,604	0,600	0,308	6	0,604	neakceptovatelné
LS	14,67	3,15	16	1	18	-1,242	0,780	0,818	0,838	0,694	8	0,838	dobré
AN	-0,07	1,79	-0,28	-4,46	12,51	0,857	0,637	0,707	0,804	0,455	39	0,804	dobré
EX	3,57	1,80	3	0	15	0,697	0,286	0,399	0,453	-0,017	9	0,453	neakceptovatelné
<i>L – Skór věrohodnosti podávaných výpovědí</i>													
L	2,25	1,66	2	0	16	1,189	0,357	0,441	0,505	0,180	9	0,505	neakceptovatelné
<i>S – Optimální hladina stimulace</i>													
SI	7,80	2,81	8	1	17	0,184	0,583	0,680	0,684	0,349	7	0,684	neakceptovatelné
IP	6,29	2,97	6	0	17	0,540	0,632	0,715	0,708	0,431	8	0,715	akceptovatelné
PN	9,18	3,73	9	0	19	0,086	0,755	0,805	0,792	0,650	8	0,805	dobré
DI	6,98	2,82	7	0	17	0,291	0,549	0,631	0,620	0,322	7	0,631	neakceptovatelné
SD	5,64	2,80	5	0	18	0,759	0,636	0,688	0,684	0,499	8	0,688	neakceptovatelné
OS	4,14	3,48	3	0	19	1,121	0,788	0,828	0,823	0,672	7	0,828	dobré

	M	SD	Md	min	max	Sk	α	λ_4	r_{glb}	β	nf	r_{max}	hodnocení r_{max}
<i>R – tendence riskovat</i>													
AS	9,59	2,69	10	0	18	-0,013	0,528	0,619	0,595	0,271	8	0,619	neakceptovatelné
AC	11,79	2,88	12	1	18	-0,484	0,612	0,688	0,687	0,367	6	0,688	neakceptovatelné
TN	4,87	2,99	4	0	18	0,974	0,681	0,737	0,764	0,529	8	0,764	akceptovatelné
SE	9,63	3,21	9	0	20	0,343	0,687	0,755	0,746	0,490	8	0,755	akceptovatelné
OR	3,52	2,25	3	0	12	0,754	0,605	0,658	0,737	0,478	7	0,737	akceptovatelné
<i>I – Účinná integrovanost</i>													
UZ	5,14	3,54	4	0	19	0,853	0,785	0,817	0,833	0,736	9	0,833	dobré
EC	3,86	2,93	3	0	18	1,071	0,718	0,760	0,772	0,619	8	0,772	akceptovatelné
UR	14,80	3,52	15	1	20	-0,757	0,754	0,793	0,796	0,636	8	0,796	akceptovatelné
RR	15,15	2,75	16	4	20	-0,728	0,610	0,677	0,675	0,470	8	0,677	neakceptovatelné
OI	15,78	2,97	17	2	20	-1,310	0,759	0,805	0,802	0,643	9	0,805	dobré
<i>V – vztahová dimenze</i>													
KT	3,89	2,77	3	0	18	1,114	0,677	0,726	0,767	0,573	9	0,767	akceptovatelné
BE	9,13	1,83	9	3	14	-0,231	0,197	0,323	0,296	-0,171	6	0,323	neakceptovatelné
KN	11,14	2,77	11	2	19	-0,086	0,515	0,601	0,608	0,272	8	0,608	neakceptovatelné
NE	10,72	2,37	11	3	18	-0,007	0,392	0,508	0,482	-0,024	8	0,508	neakceptovatelné
<i>K – korektivnost</i>													
RF	13,60	2,31	14	2	19	-0,385	0,415	0,519	0,526	0,010	6	0,526	neakceptovatelné
LO	15,07	3,13	16	1	20	-0,801	0,695	0,748	0,763	0,589	9	0,763	akceptovatelné
NU	12,34	3,17	13	1	20	-0,471	0,645	0,714	0,716	0,480	8	0,716	akceptovatelné
FC	9,94	2,31	10	0	14	-0,618	0,572	0,633	0,655	0,461	6	0,655	neakceptovatelné
KI	4,07	2,25	4	0	12	0,591	0,546	0,621	0,675	0,349	7	0,675	neakceptovatelné
<i>P – sebezpozování</i>													
US	16,01	3,01	17	2	20	-1,068	0,709	0,770	0,767	0,473	8	0,770	akceptovatelné
TO	11,10	1,96	11	1	14	-0,960	0,568	0,632	0,643	0,428	6	0,643	neakceptovatelné
PR	14,27	2,77	15	2	20	-0,877	0,578	0,682	0,718	0,271	8	0,718	akceptovatelné
NS	10,06	2,20	10	1	14	-0,520	0,496	0,580	0,637	0,352	7	0,637	neakceptovatelné
FM	13,35	2,69	14	1	20	-0,560	0,558	0,648	0,661	0,207	9	0,661	neakceptovatelné

$N = 4534$. *Poznámka:* M – průměr; SD – směrodatná odchylka; Md – medián; min, max – minimální a maximální pozorovaný skóre; Sk – zešikmení škály; α – Cronbachova alfa; λ_4 – maximální split-half reliabilita; r_{glb} – koeficient GLB; β – nejnižší split-half reliabilita; nf – počet faktorů využitých pro odhad koeficientů GLB a β ; r_{max} – vyšší z koeficientů λ_4 a r_{glb} .

Vnitřní struktura a faktorová validita

H1: Jednodimenzionalita škál

Dimenzionalita škál dotazníku SPARO byla problematická, na vině byly zejména celkově nízké korelace položek dotazníku; naprostá většina škál měla neakceptovatelné hodnoty indexu *TLI*, který se však do hodnocení nakonec promítl jen ojediněle kvůli slabým korelacím položek, a tedy i nízkým hodnotám *RMSEA_{null}* základního modelu. Jednodimenzionální struktura byla pouze u tří škál (8 %) hodnocena jako dobrá, u 22 (55 %) jako adekvátní a u 15 (38 %) jako neakceptovatelná. Z hlavních komponent a obecnějších faktorů byla vnitřní struktura hodnocena jako dobrá u škály EM, jako adekvátní u škál RE a PV. Zbylé tři skóry nebyly jednodimenzionální.

Tabulka 3 obsahuje shodu jednotlivých modelů s daty.

Tabulka 3

Ukazatele shody jednodimenzionálních CFA modelů s daty

	χ^2	df	TLI	RMSEA	[90% CI]	SRMR	RMSEA _{null}	hodnocení
<i>Hlavní komponenty</i>								
KO	2821,2	170	0,754	0,059	[0,057; 0,061]	0,081	0,118	neakceptovatelné
EM	1137,5	170	0,960	0,035	[0,033; 0,037]	0,047	0,177	dobré
RE	1607,1	170	0,851	0,043	[0,041; 0,045]	0,071	0,112	adekvátní
AD	934,2	170	0,651	0,031	[0,030; 0,033]	0,093	0,053	neakceptovatelné
<i>Obecné faktory</i>								
PV	575,5	77	0,921	0,038	[0,035; 0,041]	0,057	0,134	adekvátní
MH	1103,6	77	0,796	0,054	[0,051; 0,057]	0,082	0,120	neakceptovatelné
<i>N – Normalita</i>								
VZ	653,6	90	0,869	0,037	[0,035; 0,040]	0,063	0,103	adekvátní
LS	1169,1	135	0,939	0,041	[0,039; 0,043]	0,059	0,166	adekvátní
<i>AN¹</i>								
EX	1164,9	170	0,454	0,036	[0,034; 0,038]	0,104	0,049	neakceptovatelné
<i>L – Skór věrohodnosti podávaných výpovědí</i>								
L	682,5	170	0,517	0,026	[0,024; 0,028]	0,080	0,037	neakceptovatelné
<i>S – Optimální hladina stimulace</i>								
SI	2601,5	135	0,762	0,063	[0,061; 0,066]	0,085	0,130	neakceptovatelné
IP	2572,3	170	0,761	0,056	[0,054; 0,058]	0,090	0,114	neakceptovatelné
PN	2311,3	170	0,863	0,053	[0,051; 0,055]	0,081	0,142	neakceptovatelné
DI	1682,1	152	0,658	0,047	[0,045; 0,049]	0,073	0,081	adekvátní
SD	989,3	170	0,872	0,033	[0,031; 0,035]	0,062	0,091	adekvátní
OS	1770,9	170	0,909	0,046	[0,044; 0,048]	0,071	0,151	adekvátní

R – Tendence riskovat

AS	1879,9	152	0,625	0,050	[0,048; 0,052]	0,087	0,082	neakceptovatelné
AC	2683,8	135	0,655	0,065	[0,062; 0,067]	0,102	0,110	neakceptovatelné
TN	1679,8	170	0,850	0,044	[0,042; 0,046]	0,079	0,114	adekvátní
SE	3391,1	170	0,728	0,065	[0,063; 0,067]	0,100	0,124	neakceptovatelné
OR	377,4	77	0,939	0,029	[0,026; 0,032]	0,058	0,118	adekvátní

I – Účinná integrovanost

UZ	659,5	170	0,969	0,025	[0,023; 0,027]	0,044	0,143	dobré
EC	805,7	170	0,942	0,029	[0,027; 0,031]	0,059	0,119	adekvátní
UR	979,4	170	0,946	0,032	[0,030; 0,034]	0,052	0,139	adekvátní
RR	1289,7	170	0,817	0,038	[0,036; 0,040]	0,074	0,089	adekvátní
OI	795,8	170	0,960	0,028	[0,027; 0,031]	0,055	0,142	adekvátní

V – Vztahová dimenze

KT	679,4	170	0,943	0,026	[0,024; 0,028]	0,052	0,108	adekvátní
BE	836,8	90	0,488	0,043	[0,040; 0,045]	0,073	0,060	adekvátní
KN	2196	170	0,515	0,051	[0,049; 0,053]	0,085	0,074	neakceptovatelné
NE	2244,8	170	0,503	0,052	[0,050; 0,054]	0,099	0,074	neakceptovatelné

K – Korektivnost

RF	2352,7	152	0,365	0,057	[0,055; 0,059]	0,123	0,071	neakceptovatelné
LO	1456,8	170	0,875	0,041	[0,039; 0,043]	0,069	0,115	adekvátní
NU	2296,7	170	0,770	0,053	[0,051; 0,054]	0,077	0,110	adekvátní
FC	514,2	77	0,876	0,035	[0,033; 0,038]	0,060	0,101	adekvátní
KI	221,9	77	0,975	0,020	[0,017; 0,024]	0,039	0,128	dobré

P – Sebeprosazování

US	1368,9	170	0,911	0,039	[0,038; 0,041]	0,070	0,132	adekvátní
TO	323,2	77	0,931	0,027	[0,024; 0,030]	0,058	0,101	adekvátní
PR	2388,3	170	0,819	0,054	[0,052; 0,056]	0,077	0,126	adekvátní
NS	854,6	77	0,648	0,047	[0,044; 0,050]	0,071	0,080	adekvátní
FM	2568,4	170	0,700	0,056	[0,054; 0,058]	0,084	0,102	neakceptovatelné

¹ Vzniká jako vážený součet škál a jednodimenzionalitu nelze předpokládat.

Pozn.: Všechny χ^2 statistiky jsou signifikantní, $p < 0,001$. *CI* – interval spolehlivosti. $RMSEA_{null} - RMSEA$ základního modelu (s předpokladem nekorelovaných položek). Pokud je menší než 0,158, je index *TLI* neinformativní (Kenny et al., 2014).

H2: Faktorová validita hlavních komponent SPARO

Odhad čtyřfaktorového modelu ordinální konfirmační faktorové analýzy dosáhl hraniční shody modelu s daty, $\chi^2(3074) = 17905$, $p < 0,001$, $CFI = 0,754$, $TLI = 0,747$, $RMSEA = 0,033$ s $90\%CI = [0,032, 0,033]$, $SRMR = 0,079$. Nedostatečné velikosti indexů CFI a TLI nelze dobře interpretovat vzhledem k velmi nízkému $RMSEA$ základního modelu, $RMSEA_{null} = 0,065$.

Inspekce modifikačních indexů a reziduální korelační matice navíc naznačila, že řada položek je pravděpodobně sycena jiným faktorem, než by měla být. Šlo o položky 134, 295, 71, 190 a 211 ze škály KO, které byly syceny faktory EM a AD, případně RE. Kromě položky 211 („Rád se dívám do plamenů“) měly všechny na zbylých faktorech negativní modifikační index a byly zaměřené na výkon či vedoucí úlohu. Lze tedy předpokládat, že výše uvedené zkřížené faktorové náboje způsobila sociální žádoucnost a zkresení výpovědí respondentů v důsledku očekávané „správné“ odpovědi.

Rozhodli jsme se proto u těchto položek povolit nenulový faktorový náboj (crossloading) na všech čtyřech faktorech. Tato úprava modelu vedla k výraznému zlepšení shody modelu s daty, $\Delta\chi^2(15) = 1570$, $p < 0,001$ a mírně se zlepšily i indexy shody modelu s daty, $\chi^2(3059) = 14403$, $p < 0,001$, $CFI = 0,812$, $TLI = 0,806$, $RMSEA = 0,029$ s $90\%CI = [0,028, 0,029]$, $SRMR = 0,069$. I v tomto modelu se objevovaly problematické položky s potenciálním faktorovým nábojem na jiných faktorech, ale k dalším úpravám jsme již nepřistoupili. Strukturní diagram a matice standardizovaných faktorových nábojů finálního modelu jsou dostupné v on-line supplementu.

Lze prohlásit, že faktorová struktura hlavních komponent SPARO byla částečně podpořena, a hlavní komponenty dotazníku SPARO jsou alespoň do jisté míry syceny samostatnými dimenzemi v souladu s předpoklady.

H3: Nezávislost hlavních komponent dotazníku SPARO

V původním faktorovém modelu spolu jednotlivé faktory velmi silně korelovaly, zejména faktory AD a EM, $r_{AD-EM} = 0,650$, RE a EM, $r_{RE-EM} = 0,567$, a RE a AD, $r_{RE-AD} = 0,438$. Faktor KO byl na ostatních faktorech méně závislý, všechny korelace byly nižší než 0,343. Po úpravě modelu (povolení zkřížených faktorových nábojů) některé z korelací latentních proměnných dále vzrostly, například u faktorů AD a EM dokonce na $r_{AD-EM} = 0,832$.

Ortogonální model bez povolených crossloadingu byl oproti původnímu modelu výrazně horší, $\Delta\chi^2(6) = 1809,5$, $p < 0,001$, a popisoval data zcela neuspokojivě, $\chi^2(3080) = 27433,7$, $p < 0,001$, $CFI = 0,596$, $TLI = 0,586$, $RMSEA = 0,042$ s $90\%CI = [0,041, 0,042]$, $SRMR = 0,113$. To stejné lze říci o modelu s povolenými crossloadingu, $\Delta\chi^2(6) = 2031,3$, $p < 0,001$, který rovněž data nepopisoval dobře, $\chi^2(3065) = 25454,2$, $p < 0,001$, $CFI = 0,629$, $TLI = 0,617$, $RMSEA = 0,040$ s $90\%CI = [0,040, 0,041]$, $SRMR = 0,108$.

V obou případech bylo jediným přijatelným indexem $RMSEA$, což však bylo způsobeno celkově nízkými korelacemi položek (a tedy i nízkým $RMSEA_{null}$ úvodního modelu, viz výše). Lze uzavřít, že hlavní komponenty dotazníku SPARO nejsou vzájemně nezávislé a netvoří samostatné faktory tak, jak vyplývá z teoretických východisek. Relativně slabé korelace pozorovaných skóre (v rozmezí 0,01–0,36) jsou způsobeny spíše nízkou reliabilitou než nezávislostí rysů.

H4, H5: Faktorová validita obecnějších faktorů

Dvoudimenzionální konfirmační faktorový model složený z položek obecnějších faktorů PV a MH popsal data nepřijatelně, $\chi^2(349) = 4722,5$, $p < 0,001$, $CFI = 0,711$, $TLI = 0,687$, $RMSEA = ,053$ s $90\%CI = [0,051, 0,054]$, $SRMR = 0,102$. Jediným uspokojivým indexem je $RMSEA$, což je však

zapříčiněno celkově nízkými korelacemi a tedy i nízkým *RMSEA* nulového modelu, $RMSEA_{null} = 0,094$. Na základě inspekce reziduální kovarianční matice a modifikačních indexů jsme nenalezli žádné potenciální úpravy, které by vedly k výraznějšímu zlepšení modelu.

Korelace obou faktorů byla relativně slabá, $r_{PV-MH} = -0,265$, $p < 0,001$. Její omezení na nulu sice zhoršilo shodu modelu s daty, $\Delta\chi^2(1) = 104,1$, $p < 0,001$, nicméně zhoršení nebylo příliš věcně významné, $\chi^2(350) = 4978,5$, $p < 0,001$, $CFI = 0,694$, $TLI = 0,670$, $RMSEA = 0,054$ s $90\%CI = [0,053, 0,055]$, $SRMR = 0,111$.

Hypotézy H4 a H5 nebyly podpořeny, obecnější škály PV a MH nejsou syceny dvěma latentními faktory. Jejich korelaci tak nemá význam interpretovat.

Zobecnitelnost závěrů

H6: Shoda originální korelační matice s našimi daty

Korelační matice pozorovaná v našem vzorku se v případě mužů sice statisticky významně lišila od korelační matice reportované Mikšíkem (2009), ale rozdíl byl celkově spíše malý: $\chi^2(45) = 405,8$, $p < 0,001$, $TLI = 0,987$, $RMSEA = 0,038$ s $90\%CI = [0,034, 0,041]$, $SRMR = 0,029$.

V případě žen byly rozdíly matic ještě menší, ačkoli stále statisticky významné: $\chi^2(45) = 197,8$, $p < 0,001$, $TLI = 0,992$, $RMSEA = 0,029$ s $90\%CI = [0,025, 0,033]$, $SRMR = 0,026$.

Nad rámec hypotéz jsme prozkoumali rozdíly v korelačních maticích mužů a žen. V našem vzorku se statisticky významně nelišily, $\chi^2(45) = 67,9$, $p = 0,015$, $TLI = 0,998$, $RMSEA = 0,015$ s $90\%CI = [0,007, 0,022]$, $SRMR = 0,017$. V původním Mikšíkově (2009) vzorku byly rozdíly sice mírně větší a signifikantní, ale věcně zanedbatelné, $\chi^2(45) = 775$, $p < 0,001$, $TLI = 0,980$, $RMSEA = 0,046$ s $90\%CI = [0,043, 0,049]$, $SRMR = 0,041$. Faktorová struktura u mužů a žen je tedy prakticky shodná.

Mezi strukturou našich a originálních Mikšíkových (2009) dat není žádný věcně významný rozdíl, přinejmenším co se týče hlavních komponent, obecných faktorů a škál normality, a hypotéza H6 tak byla podpořena. Podrobné výsledky, včetně rozdílu v konkrétních korelacích a jejich statistické významnosti, jsou součástí on-line supplementu.

Diskuze

Předložené výsledky jsou společně s navazující studií (Cígler & Rudá, 2021) podle nám dostupných informací prvním nezávislým výzkumem, který ověřoval psychometrické parametry dotazníku SPARO (Mikšík, 2004). Výsledky nejsou příliš pozitivní.

Vnitřní konzistence

Námi pozorovaná reliabilita dotazníku SPARO je na vzorku policistů obdobná původním hodnotám uvedeným v manuálu metody (Mikšík, 2004), je však nutné podotknout, že reliabilita téměř poloviny škál nedosahuje akceptovatelných hodnot. Neuspokojivá je zejména vnitřní konzistence hlavní komponenty AD a obecnějšího faktoru MH, které by měly být jedním z hlavních diagnostických vodítek. Ze stejných důvodů se nezdá být validní ani ipsativní interpretace dotazníku s pomocí 16 typů osobnosti navržených autorem metody, jejíž ověření však bylo nad možnostmi této studie.

Reliabilita hlavních komponent a obecnějších faktorů (s výjimkou AD) je zpravidla vyšší než u ostatních skóreů. Příčinou může být fakt, že zatímco hlavní komponenty byly odvozovány na základě

faktorové analýzy, což zajistilo alespoň určitou míru korelací napříč položkami, ostatní škály byly vymezeny operacionálně (Mikšík, 2004, 2009), nikoli na základě vzájemných vztahů, a korelace tak mohou být nižší.

Reliabilita škál se nicméně zdá být celkově příliš nízká pro účely spolehlivé individuální diagnostiky. Nízká reliabilita snižuje možnosti souběžné a prediktivní validity škál, což dokládáme v navazující studii (Cigler & Rudá, 2021). Za zmínku stojí i výrazně nižší hodnoty koeficientu β (Revelle, 1978; Revelle & Zinbarg, 2009), který udává reliabilitu odhadu prvního (a nejsilnějšího) faktoru). Příčinou je složitá a vícedimenzionální faktorová struktura jednotlivých škál sycených nesourodou směsí mnoha osobnostních rysů, což souvisí s jejich neuspokojivou faktorovou validitou popisovanou dále.

Vnitřní struktura a faktorová validita

Naprostá většina škál dotazníku SPARO není ani přibližně jednodimenzionální. Vzhledem k multifasetové struktuře většiny konstruktů a jejich operacionálnímu vymezení nemusí jít o zásadní překážku při interpretaci výsledků dotazníků, limituje to však odhady vnitřní konzistence těchto škál prostřednictvím koeficientu alfa. Tento fakt je nutné brát v potaz v budoucích studiích.

Hlavním problémem je nicméně faktorová validita dotazníku SPARO jako celku. Ve shodě s autorem metody (Mikšík, 2001, 2004, 2009) lze sice konstatovat, že čtyři hlavní komponenty dotazníku jsou syceny čtyřmi samostatnými faktory (přestože při separátní analýze má u dvou škál model neakceptovatelnou shodu s daty), problematické jsou však korelace latentních proměnných. Mezi faktory AD, EM a RE jsme pozorovali středně silné až silné korelace, ačkoli na základě teorie bazální autoregulace osobnosti (Mikšík, 2001, 2004, 2009) by měly být nezávislé. To významným způsobem snižuje konstruktovou validitu dotazníku SPARO. Tyto korelace jsou zřejmě i příčinou, proč komplexní čtyřdimenzionální model popsal data uspokojivě, zatímco dva z celkem čtyř jednodimenzionálních modelů měly neadekvátní shodu s daty. Chceme rovněž upozornit, že přinejmenším pět položek bylo syceno více faktory, ačkoli byly zařazeny do škály KO. Příčinou se zdá být sociální žádoucnost. Sociálně-žádoucí odpovídání v dotazníku SPARO by každopádně mělo být předmětem dalšího výzkumu, pokud by dotazník měl být i nadále používán v praxi.

V případě obecnějších faktorů PV a MH dokonce konstatujeme, že očekávaný dvoufaktorový model popsal data velmi špatně. V našem vzorku tak položky zařazené do škál PV a MH nejsou syceny dvěma nezávislými faktory, což je v ostrém rozporu s teoretickými předpoklady, a faktory psychické vzrušivosti (PV) a motorické hybnosti (MH) nelze interpretovat.

Zobecnitelnost výsledků

Naše výsledky jsou založeny výhradně na vzorku policistů a uchazečů o práci u policie a je tedy možné, že v jiných vzorcích dotazník SPARO může fungovat odlišně. To je však velmi nepravděpodobné: námi pozorované korelační matice u žen i mužů se totiž prakticky nelišily od korelačních matic reportovaných Mikšíkem (2009, pp. 116–118). Přestože rozdíly byly statisticky významné (vzhledem k velikosti vzorku, a tedy i extrémní statistické síle chí-kvadrát testu), po věcné stránce byly zcela zanedbatelné. Zdá se tedy, že námi použitý vzorek a vzorek použitý Mikšíkem pro vývoj dotazníku SPARO pochází ze stejné populace respondentů.

Jinými slovy, silné korelace latentních proměnných musely být přítomné už v původních vzorcích, na jejichž základě Mikšík (2004, 2009) tvrdil, že základní komponenty jsou „relativně nezávislé“. Za zdánlivými slabými souvislostmi těchto škál tedy stála spíše jejich nízká vnitřní

konzistence, která snižovala korelace pozorovaných skóre (na hodnoty klesající k 0,3 a níže), než skutečná nezávislost měřených latentních psychologických rysů.

Naším vedlejším zjištěním pak bylo, že se prakticky neliší korelační matice mužů a žen (alespoň na úrovni celkových skóre). Zdá se proto, že není nezbytné faktorovou validitu a některé další parametry dotazníku ověřovat zvláště pro obě pohlaví.

Shrnutí

Pokud vezmeme v potaz veškeré naše výsledky, nenalezli jsme dostatek empirické podpory, že je dotazník SPARO validním nástrojem v kontextu policejní diagnostiky. Příliš velké množství škál má nedostatečnou reliabilitu, a to i pokud vezmeme v potaz jejich potenciálně vícedimenzionální strukturu. Rovněž se nám nepodařilo podpořit konstruktovou validitu hlavních skóre dotazníku, jejichž faktorová struktura se liší oproti teorii (Mikšík, 2001, 2004, 2009).

Na základě našich výsledků nelze doporučit používání metody SPARO u policejních sborů České republiky. Tento závěr je navíc pravděpodobně možné zobecnit na jiná typická použití dotazníku (nejen) v personalistice.

Pro validizaci diagnostické metody je nicméně klíčová rovněž i prediktivní a souběžná validita, v navazující studii (Cígler & Rudá, 2021) proto ověříme souběžnou validitu proti dotazníku MMPI-2. Na rozdíl od dotazníku SPARO se lze u něj alespoň částečně spolehnout na rozsáhlý zahraniční výzkum, a proto se domníváme, že lze MMPI-2 považovat za relativně spolehlivé kritérium souběžné validity.

Poděkování

Tento článek vznikl za finanční podpory Grantové agentury České republiky v rámci projektu Metodické studie pro české verze měřítek psychologických charakteristik adolescentů a vynořujících se dospělých (GA17-09797S).

Chceme v první řadě poděkovat Policejnímu prezidiu České republiky za poskytnutí dat a dalších materiálů, bez kterých by tento článek nevznikl. Dále děkujeme Stanislavu Ježkovi za pomoc při úpravě struktury tohoto článku a Michaele Borovanské za pomoc při přípravě podkladů.

Doplňující výsledky, rozšiřující materiály, analytické skripty a další podklady jsou uvedeny v on-line supplementu dostupném na <https://doi.org/10.17605/OSF.IO/CNU58>.

Literatura


- Bentler, P. M., & Woodward, J. A. (1980). Inequalities among lower bounds to reliability: With applications to test construction and factor analysis. *Psychometrika*, 45(2), 249–267. <https://doi.org/10.1007/BF02294079>
- Bentler, Peter M. (2009). Alpha, dimension-free, and model-based internal consistency reliability. *Psychometrika*, 74(1), 137–143. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9100-1>
- Benton, T. (2015). An empirical assessment of Guttman's Lambda 4 reliability coefficient. In R. Millsap, D. Bolt, L. van der Ark, & W. C. Wang (Eds.), *Quantitative Psychology Research. Springer Proceedings in Mathematics & Statistics*, vol. 89 (pp. 301–310). Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-07503-7>
- Cígler, H., & Rudá, A. (2021). Souběžná validita dotazníku SPARO a MMPI 2. *E-psychologie*, 15(1), 40–68. <https://doi.org/10.29364/epsy.392/>

- Corr, P. J., & Matthews, G. (2009). *The Cambridge handbook of personality psychology*. Cambridge University Press.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297–334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Guttman, L. (1945). A basis for analyzing test-retest reliability. *Psychometrika*, 10(4), 255–282. <https://doi.org/10.1007/BF02288892>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jorgensen, T. (2020). *Function lavTestLRT() for Model Comparison*. [Online forum post]. Google Groups. <https://groups.google.com/forum/#!topic/lavaan/nNFcxgzodAs>
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., & Rosseel, Y. (2020). *semTools: Useful tools for structural equation modeling* (0.5-3). <https://cran.r-project.org/package=semTools>
- Jurišová, E., & Sarmány-Schuller, I. (2013). Structure of basal psychical self-regulation and personality integration in relation to coping strategies in decision-making in paramedics. *Studia Psychologica*, 55(1), 3–18. <https://doi.org/10.21909/sp.2013.01.617>
- Kenny, D. A., Kaniskan, B., & McCoach, D. B. (2014). The performance of RMSEA in models with small degrees of freedom. *Sociological Methods & Research*, 44(3), 486–507. <https://doi.org/10.1177/0049124114543236>
- Kuder, G. F., & Richardson, M. W. (1937). The theory of the estimation of test reliability. *Psychometrika*, 2(3), 151–160. <https://doi.org/10.1007/BF02288391>
- Lakens, D. (2017). Equivalence tests. *Social Psychological and Personality Science*, 8(4), 355–362. <https://doi.org/10.1177/1948550617697177>
- Leary, M. R., & Hoyle, R. H. (Eds.). (2009). *Handbook of individual differences in social behavior*. The Guilford Press.
- MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1(2), 130–149. <https://doi.org/10.1037//1082-989X.1.2.130>
- Mangiafico, S. (2020). *rcompanion: Functions to Support Extension Education Program Evaluation* (R package version 2.3.21). <https://cran.r-project.org/package=rcompanion>
- Marko, M. (2016). Využitie a zneužitie Cronbachovej alfy pri hodnotení psychodiagnostických nástrojov. *TESTFÓRUM*, 5(7). <https://doi.org/10.5817/TF2016-7-90>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Mikšík, O. (1992). *IHAVEZ – SPIDO – VAROS (příručka)*. Psychodiagnostika.
- Mikšík, O. (2001). *Zjišťování bazální struktury a dynamiky autoregulace, integrovanosti a psychické odolnosti osobnosti dotazníky SPARO, BAROM, IHATRANS (manuál)*. Diaros.
- Mikšík, O. (2003). *Psychologické teorie osobnosti*. Karolinum.
- Mikšík, O. (2004). *Dotazník SPARO (příručka)*. Psychodiagnostika.
- Mikšík, O. (2007). *Psychologická charakteristika osobnosti*. Karolinum.
- Mikšík, O. (2009). *Psychika osobnosti v období závažných životních a společenských změn*. Karolinum.
- Phillips, N. (2017). *yarr: A Companion to the e-Book “YaRrr!: The Pirate’s Guide to R”* (R package version 0.1.5). <https://cran.r-project.org/package=yarr>
- Preiss, J., & Haas, T. (1997). Některé psychometrické charakteristiky české verze Washingtonského psychosociálního dotazníku pro záchvatová onemocnění (WPSI). *Československá psychologie*, 41(4), 334–346.
- R Core Team. (2020). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing.
- Raykov, T. (1997). Estimation of composite reliability for congeneric measures. *Applied Psychological Measurement*, 21(2), 173–184. <https://doi.org/10.1177/01466216970212006>
- Revelle, W. (1978). Hierarchical cluster analysis and the internal structure of tests. *Multivariate Behavioral Research*, 14(1), 57–74. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr1401_4

- Revelle, W. (2019). *psych: Procedures for Personality and Psychological Research* (1.9.12). Northwestern University. <https://cran.r-project.org/package=psych>
- Revelle, W., & Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients Alpha, Beta, Omega, and the glb: Comments on Sijtsma. *Psychometrika*, 74(1), 145–154. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9102-z>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. <http://www.jstatsoft.org/v48/i02/>
- Satorra, A. (2000). *Scaled and Adjusted Restricted Tests in Multi-Sample Analysis of Moment Structures* (pp. 233–247). Springer US. https://doi.org/10.1007/978-1-4615-4603-0_17
- Signorell, A., & et al. (2020). *DescTools: Tools for descriptive statistics* (R package version 0.99.32). <https://cran.r-project.org/package=DescTools>
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's Alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107–120. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0>
- Šucha, M., Šťastná, L., & Zámečník, P. (2017). Osobnostní vlastnosti řidičů řídících pod vlivem alkoholu. *Adiktologie*, 17(1), 34–44.
- Svoboda, M., Řehan, V., Vtípil, Z., Klimusová, H., Humpolíček, P., Urbánek, T., & Kouhoutek, T. (2004). *Aplikovaná psychodiagnostika v České republice*. MSD.
- Torchiano, M. (2019). *effsize: Efficient Effect Size Computation* (R package version 0.7.6). <https://doi.org/10.5281/zenodo.1480624>
- Urbánek, T. (2010). Nejpoužívanější psychodiagnostické metody v České republice. *TESTFÓRUM*, 1(1), 6–9. <https://doi.org/10.5817/TF2010-1-3>
- Wickham, H., & Bryan, J. (2019). *readxl: Read Excel Files* (R package version 1.3.1). <https://cran.r-project.org/package=readxl>

Údaje o autorech

Mgr. Hynek Cígler, PhD. přednáší na katedře psychologie a je výzkumným pracovníkem v Institutu výzkumu dětí, mládeže a rodiny, Fakulta sociálních studií Masarykovy univerzity.

 <https://orcid.org/0000-0001-9959-6227>

Kontaktní údaje

Adresa: Katedra psychologie, Fakulta sociálních studií Masarykovy univerzity, Joštova 10, 602 00 Brno

E-mail: hynek.cigler@mail.muni.cz

Mgr. Adéla Rudá vystudovala psychologii na Filozofické fakultě Univerzity Karlovy v Praze. Pracovala jako psycholožka na Policejním prezidiu ČR, nyní působí v soukromé praxi.

Kontaktní údaje

Email: adela.ruda@seznam.cz

Cígler, H., & Rudá, A. (2021). Reliabilita a faktorová validita dotazníku SPARO. *E-psychologie*, 15(1), 16–39. <https://doi.org/10.29364/epsy.391>

Přílohy

Příloha 1: Škály dotazníků VAROS, SPIDO a IHAVEZ

Tabulka 1.1

Vývoj škál napříč dotazníky VAROS, SPIDO a IHAVEZ

	VAROS	SPIDO a IHAVEZ
KO – Kognitivní variabilnost	x	x
EM – Emocionální variabilnost	x	x
RE – Reakční variabilnost	x	x
AD – Adjustační variabilnost	x	x
OV/PV – Obecná hladina psychické vzrušivosti	x	x
MH – Motorická hybnost	x	x
EX – Inventář extrémních odpovědí	x	x
KR – Kognitivní regulační variabilnost		x
ER – Emocionální regulační variabilnost		x
KA – Kognitivní adjustační variabilnost		x
EA – Emocionální adjustační variabilnost		x
RA – Regulační adjustační variabilnost		x
FM – Maskulinita / Feminita		x
US – Usedlost, bezstarostnost		x

Poznámka: Příkladné škály dotazníky IHAVEZ tvoří: S1 – Smyslová impresie, S2 – Intenzita vnitřního prožívání, S3 – Pohybový neklid, S4 – Dynamičnost a interakce s prostředím, S5 – Sociální desinhibice, SG – Obecná dimenze optimální hladiny stimulace, R1 – Úroveň aspirace, R2 – Hladina anticipace, R3 – Tendence spoléhat se na náhodu, R4 – Sociální exhibicionismus, RG – Obecná dimenze individuální tendence k riziku, SR – SR, I1 – Úzkostnost, I2 – Emocionalita, I3 – Účinná kapacita rozumu, I4 – Hladina resistance vůči rušivým podnětům, IG – Globální škála I-1 až I-3, P1 – Sebejistota, P2 – Adaptabilita a flexibilita, P3 – Odpovědnost, P4 – Aktivnost, K – Skór krajních odpovědí.

Tabulka 1.2

Seznam všech škál dotazníku SPARO

N: Normalita	S: Optimální hladina stimulace	R: Tendence riskovat	I: Účinná integrovanost	V: Vztahová dimenze	K: Korektivnost	P: Sebeprosazení
VZ: vztahovačnost	SI: smyslová impresie	AS: úroveň aspirací	UZ: úzkostlivost	KT: uzavřenost versus kontaktivnost	RF: rigidita versus flexibilita	US: potlačená vs. vysoká sebejistota
LS: psychická labilita versus stabilita	IP: intenzita vnitřního prožívání	AC: hladina anticipace	EC: emotivita	BE: hladina benevolence a tolerance	LO: lehkomyslnost vs. odpovědnost	TO: trdomyslnost vs. sebedůvěra
AN: úroveň anomálie	PN: pohybový neklid	TN: tendence spoléhat na náhodu	UR: účinná kapacita rozumu	KN: konformita	NU: nevázanost vs. usedlost	PR: prožitkový vs. činnostní přístup
EX: extremita výpovědí	DI: dynamičnost interakcí s prostředím	SE: sociální exhibitovanost	RR: resistance vůči rušení	NE: tendence k nezávislosti	FC: frustrovanost vs. cílesměrnost	NS: nenápadnost vs. sebeprosazení
	SD: sociální disinhibitovanost	OR: obecný trend riskovat	OI: obecná úroveň integrovanosti		KI: korigovanost vs. impulsivnost	FM: femininní vs. maskulinní interakce
	OS: obecná stimulační hladina					

Příloha 2: Zařazení položek do škál

Správnost zařazení položek do škál byla ověřena pomocí vizuální inspekce bodových grafů, které srovnávaly skóry škál exportované z administračních systémů se skóry ručně vytvořenými z odpovědí na jednotlivé položky (viz on-line supplement). Kromě toho byly pro každou škálu oba druhy skóre vzájemně srovnány Pearsonovou korelací. Všechny korelace byly rovné jedné, a tedy položky byly správně zařazené. Výjimkou byla škála AD vzniklá jako vážený součet subškál, kde korelace byla „pouze“ $r = 0,992$. K tomu došlo tím způsobem, že postup popsáný v manuálu metody (Mikšík, 2004, pp. 90–91) používá vážené skóry, které jsme však neměli k dispozici. Proto jsme váhy odvodili empiricky s pomocí lineární regrese, kde prediktory byly příslušné subtesty tvořící škálu AN a pozorovaný skóre škály AN byl závislou proměnnou. To vedlo k dokonale lineárnímu vztahu a $r = 1,0000$. Použité váhy subtestů tedy jsou:

$$\begin{aligned} AN = & 6,36212172 - 0,16800000 \cdot AD + 0,06111111 \cdot SE - 0,10067114 \cdot RR \\ & - 0,05833333 \cdot US + 0,34463276 \cdot L - 0,09633028 \cdot NS \\ & + 0,36269430 \cdot EX - 0,09459460 \cdot TO - 0,20000000 \cdot NE \end{aligned} \quad (1)$$

namísto originálního

$$\begin{aligned} AN = & -0,4 \cdot AD + 0,2 \cdot SE - 0,3 \cdot RR - 0,2 \cdot US + 0,6 \cdot L - 0,2 \cdot NS + 0,7 \\ & \cdot EX - 0,2 \cdot TO - 0,5 \cdot NE \end{aligned} \quad (2)$$

Oboje váhy však byly velmi podobné, při srovnání Pearsonovým korelačním koeficientem $r = 0,991$.

Příloha 3: Odhad vnitřní konzistence

Pro odhad vnitřní konzistence škál jsme použili několik různých koeficientů, všechny byly odhadnuté v knihovně psych (Revelle, 2019). Prvním z nich je Cronbachovo alfa (Cronbach, 1951), které je v případě binárních položek shodné s tzv. koeficientem KR-20 (Kuder & Richardson, 1937). Tento koeficient však předpokládá jednodimenzionální strukturu testu a tau-ekvivalenci položek (tedy jejich shodný faktorový náboj na prvním a zároveň jediném faktoru), což může vést ke značnému podhodnocení skutečné reliability (Peter M. Bentler, 2009; Marko, 2016; Raykov, 1997; Revelle & Zinbarg, 2009; Sijtsma, 2009). Koeficient alfa proto reportujeme jen pro účely srovnání s dřívějšími odhady a v následujícím textu jej uvádíme jako α .

Pro testy s vícedimenzionální strukturou a kongenerickými položkami (rozdílné faktorové náboje i reziduální rozptyly) jsou výhodnější jiné koeficienty, které poskytují méně zkreslený odhad skutečné vnitřní konzistence. Všechny jsou označovány jako nejvyšší spodní hranice reliability, g_{lb} (Peter M. Bentler, 2009; Revelle & Zinbarg, 2009; Sijtsma, 2009).

Jedním z nich je tzv. nejvyšší split-half reliability. Při tomto postupu je prvně test rozdělen na dvě poloviny takovým způsobem, který maximalizuje kovarianci obou polovin, a následně je použita Guttmanova (1945) λ_4 pro odhad reliability celého testu (Benton, 2015; Revelle & Zinbarg, 2009). Pro odhad byla využita funkce `splitHalf` v balíčku psych, která ve škálách do 16 položek ověří všechna možná rozdělení, v delších škálách používá různé iterativní procesy. Koeficient anotujeme jako λ_4 .

Bohužel, koeficient λ_4 vykazuje pozitivní zkreslení při menších vzorcích a nižší skutečné reliability (Benton, 2015). Z toho důvodu reportujeme rovněž Bentlerův (P. M. Bentler & Woodward, 1980; Peter M. Bentler, 2009; Revelle & Zinbarg, 2009; Sijtsma, 2009) koeficient g_{lb} , který je založený na odhadu prostřednictvím explorační faktorové analýzy s takovým počtem faktorů, který ještě nevede k negativní vlastní hodnotě žádného z extrahovaných faktorů. V tomto případě je tedy podobný McDonalově (1999) celkovému koeficientu omega (ω_t), avšak nevyžaduje apriorní stanovení požadovaného počtu faktorů. Pro odhad je použit postup odhadu s pomocí kovarianční matice tak, jak je implementován ve funkci `g_{lb}.fa` v balíčku psych. Koeficient anotujeme jako $r_{g_{lb}}$. Pro účely reportování celkové vnitřní konzistence subškál jsme pak použili vyšší z koeficientů λ_4 a $r_{g_{lb}}$, který anotujeme jako r_{max} .

Koeficienty λ_4 a $r_{g_{lb}}$ lze chápat jako očekávanou test-retest reliability paralelních testů, případně jako rozptyl pozorovaného skóru vysvětlený všemi latentními proměnnými, případně jako relativní nepřítomnost unikátního (chybového) rozptylu položek na celkovém skóre – to vše za předpokladu, že unikátní rozptyl položek není systematický. Pro mnoho účelů ale může být výhodné zjistit, kolik rozptylu celkového skóre vysvětluje výhradně první faktor; jinými slovy, jaký vliv na součet všech položek má jediná latentní proměnná, kterou můžeme měřit (bez ohledu na další systematické vlivy, sdílené několika, nikoli však všemi položkami). Za tímto účelem jsme použili Revellovu (1978) betu, která je označována jako nejhorší split-half reliability (Revelle & Zinbarg, 2009). Jde o nejmenší možný podíl rozptylu, který je nezbytně vysvětlený společnou příčinou všech položek. Koeficient byl odhadnut rovněž pomocí funkce `splitHalf` v balíčku psych a anotujeme jej jako β . Všechny uvedené koeficienty byly odhadnuty s pomocí kovarianční, nikoli korelační matice.

Škála SPARO: Anomálie osobnosti (AN)

Škála AN v metodě SPARO vzniká jako lineární kombinace devíti různých skóru (1 komponenta a 8 škál). Těchto devět škál je přitom tvořen celkem 168 položkami, z nichž se však 49 opakuje přinejmenším dvakrát v různých škálách, unikátních položek je pouze 118. Pro odhad vnitřní konzistence jsme proto použili přímo rekódované položky, kdy každá z položek vznikla jako vážený skór originálních položek podle stejného vzorce, jakým se počítá škála AN. Oba postupy vedou ke stejnému skóre škály AN, náš postup však umožňuje odhad vnitřní konzistence přímo nad kovarianční maticí položek za využití výše uvedených postupů (koeficienty α , λ_4 , r_{glb} , r_{max} a β).