Znalosti vysokoškolských studentů o poruchách autistického spektra měřené validovaným testem

Veronika Bárová, Dana Brabcová, Jiří Kohout

Abstrakt

Prevalence poruch autistického spektra (PAS) v posledních letech vzhledem k lepší diagnostice a dalším faktorům výrazně roste a s tím se zvyšuje i význam tohoto tématu pro pedagogické disciplíny. Navzdory tomu dosud nebyla v České republice provedena systematická studie zabývající se znalostmi o této problematice a není k dispozici ani spolehlivý test umožňující tyto znalosti kvantifikovat. Cílem této studie bylo proto validovat 24 položkový test měřící znalosti o PAS a následně prozkoumat úroveň těchto znalostí u studentů VŠ v ČR. Výzkum byl proveden na vzorku 328 studentů humanitních, technických a přírodovědných oborů Západočeské univerzity v Plzni a Jihočeské univerzity v Českých Budějovicích. Bylo zjištěno, že nástroj beroucí při vyhodnocení do úvahy rovněž míru jistoty respondentů s jejich odpověďmi má velmi dobré psychometrické vlastnosti (vnitřní konzistence měřená pomocí Cronbachova alfa dosáhla hodnoty 0,816, test-retest reliabilita poté 0,825). Explorativní faktorová analýza vedla k jednofaktorovému řešení odpovídajícímu obecnému faktoru znalostí o této problematice. Průměrná úspěšnost v testu byla pouze 36,4 % a nezávisela na oboru studia respondentů. Byly identifikovány časté miskoncepce jako je přesvědčení, že PAS jsou způsobeny očkovaním. Uvedené výsledky ukazují, že by bylo vhodné se zaměřit na intervence vedoucí ke zvýšení znalostí speciálně u budoucích učitelů, kteří se ve školách s PAS velmi pravděpodobně setkají.

Klíčová slova: poruchy autistického spektra, znalosti, studenti, dotazník, reliabilita.

Knowledge of university students about autism spectrum disorders measured by a validated test

Abstract

Prevalence of autism spectrum disorders (ASD) has been significantly rising in the last decades due to improvement in diagnostic and other factors. Not surprisingly, it also results in higher attention devoted to this issue in education. Despite the importance of the topic, no systematic study focusing on knowledge of ASD has been yet carried out in the Czech Republic, and there is no reliable test enabling quantification of this variable. Thus, we aimed to validate a 24-item test measuring knowledge of autism spectrum disorders and to explore the level of knowledge in Czech university students. The research was carried out on a sample of 328 students of different majors (science, humanities, technology) at the University of West Bohemia and University of South Bohemia. We found out that the instrument taking into consideration also the level of confidence of respondents shows very good psychometric properties (Cronbach's alpha of 0.816, test-retest reliability of 0.825). Exploratory factor analysis revealed a one-factor solution with the sole factor corresponding to overall knowledge of ASD. The average success rate in the test was 36.4%, and no effect of the field of study was observed here. Common misconceptions such as that ASD are caused by vaccination have been identified. The presented results suggest that an effective intervention focusing on improvement of knowledge of ASD, especially among future teachers, would be highly needed.

Keywords: autism spectrum disorders, knowledge, students, questionnaire, reliability.

Úvod a cíle studie

Poruchy autistického spektra (PAS) jsou dle Mezinárodní klasifikace nemocí označovány jako pervazivní vývojové poruchy a jsou řazeny do skupiny poruch psychického vývoje. Patří k nim dětský autismus, atypický autismus, Rettův syndrom, dětská dezintegrační porucha, hyperaktivní porucha spojená s mentální retardací a Aspergerův syndrom. Typickým projevem PAS je zhoršená mezilidská interakce a stereotyp v zájmové činnosti a aktivitách. V mnoha případech jsou narušeny i kognitivní funkce (Šnýdrová, 2008). Diagnostika a terapie PAS je podrobněji diskutována H. Ošlejškovou (2008), kontext rodiny je poté řešen v práci A. Říhové (2010). Komplexní náhled na problematiku poté poskytuje kniha K. Thorové (2006). Prevalence PAS je stále předmětem diskuzí mezi odborníky. Ačkoliv ještě v 90. letech 20. století byly udávány hodnoty kolem 0,2 % a na přelomu milénia vědecké studie ukazovaly prevalenci v rozmezí 0,5–0,7 % (Ošlejšková, 2008), komplexní studie z nedávné doby z USA udává hodnotu 1,5 %, přičemž u chlapců je pravděpodobnost výskytu téměř pětikrát větší než u dívek (Christensen et al., 2016).

Prudce rostoucí hodnoty jsou často připisovány pokrokům v diagnostice, roli však mohou hrát i jiné faktory jako větší procento přeživších dětí narozených předčasně, změny životního stylu či růst průměrného věku rodičů při narození dítěte (Hultman et al., 2011).

Ačkoliv je problematika PAS diskutována ve společnosti podstatně častěji než dříve, znalosti o této problematice jsou v mnoha zemích stále na poměrně nízké úrovni. Studie z Dánska (Jensen et al., 2016) například ukazuje, že velké procento respondentů má PAS automaticky spojeno se zvýšenou inteligencí, miskoncepce pak existují i v souvislosti s vývojem řeči či u role dědičnosti u PAS. Studie z Nigérie (Bakare et al., 2009) ukázala poměrně nízkou úroveň znalostí o PAS u studentů medicíny, ošetřovatelství a psychologie, přičemž nejnižší hodnoty byly zaznamenány u psychologů. Srovnání znalostí studentů z USA a Libanonu (Obeid et al., 2015) prokázalo lepší znalosti ve Spojených státech, ačkoliv i tam byly rozšířeny některé miskoncepce spojené s PAS. Tato studie rovněž potvrdila efektivitu cílené intervence zaměřené na zlepšení úrovně znalostí. Závažným tématem je nízká úroveň znalostí o PAS u učitelů, která byla zaznamenána v nedávné studii provedené v Číně (Liu et al., 2016). V České republice dosud nebyla provedena žádná studie zabývající se systematicky touto problematikou. Byla však poměrně podrobně zkoumána problematika znalostí o epilepsii (Brabcová et al., 2016) a byly rovněž realizovány edukační intervence vedoucí prokazatelně k trvalému zlepšení úrovně znalostí a snížení míry stigmatizace související s touto nemocí u dětí mladšího školního věku (Brabcová et al., 2017). Tyto intervence nyní společně se souvisejícími informačními brožurami pro učitele nacházejí cestu do mnoha českých škol. Vzhledem k tomu, že epilepsie a PAS mají podle aktuálních výzkumů mnoho společného (Lee, Smith a Paciorewski, 2015), pokládáme za rozumné vyjít ze zkušeností získaných mnohaletým výzkumem zaměřeným na znalosti o epilepsii a podobným způsobem zacílit na problematiku PAS.

Prvním krokem při systematickém výzkumu znalostí o nějaké nemoci či skupině nemocí je získání validního a reliabilního měřicího nástroje. Ukazuje se, že většina studií pracuje s ad-hoc dotazníky vlastní konstrukce, u nichž mnohdy chybí i základní informace demonstrující jejich reliabilitu a validitu. Vzniká tak přirozená otázka, zda tyto testy měří skutečně to, co měřit mají. Přehledová studie z roku 2017 (Harrison et al., 2017) analyzující nástroje ke měření znalostí o PAS prokázala, že pouze 7 % z celkem 67 uvažovaných studií pracovalo s dotazníkem, u něhož byly demonstrovány vyhovující psychometrické vlastnosti. Existence vhodného nástroje měřicího znalostí o PAS se tak stává významným tématem výzkumu v celosvětovém měřítku.

V návaznosti na výše uvedené argumenty byly stanoveny cíle této studie následně:

- Na základě dostupné literatury přeložit do češtiny, upravit a následně validovat nástroj mající vhodné psychometrické vlastnosti a měřící znalosti o PAS.
- Pomocí tohoto nástroje prozkoumat úroveň znalostí studentů českých VŠ o PAS a zjistit, zda jsou tyto znalosti ovlivněny oborem studia resp. tím, zda jde o studenty učitelsky zaměřených oborů či nikoliv.

1 Metodologie

1.1 Užítý nástroj a sběr dat

Znalostní test byl sestaven na základě výběru a dvou nezávislých překladů otázek z diplomové práce Development and validation of a survey of knowledge of Autism spectrum disorder (Hansen, 2015, s. 54–58). Na základě konzultací s odborníky týkajících se vhodnosti položených otázek a jednoznačnosti odpovědí, a následného ověření srozumitelnosti otázek pro cílovou skupinu studentů VŠ bylo nakonec zařazeno 24 dichotomických položek z celkem 28 ve finální verzi originálního nástroje. Některé položky přitom byly přeformulovány tak, aby byla zaručena jejich srozumitelnost a nemohly vzniknout pochybnosti o správnosti odpovědi. Byla přitom provedena kontrola toho, že odpovědi jsou v souladu s tím, co je uvedeno v Diagnostickém a statistickém manuálu duševních poruch DSM-V (Americká psychiatrická asociace, 2013) a s údaji v odborné literatuře z posledních let. Dotazník je uveden v příloze a obsahuje u každé položky vedle výběru toho, zda je tvrzení správné či chybné, rovněž určení míry jistoty respondenta s vybranou odpovědí na stupnici zcela nejistý-částečně jistý-zcela jistý. To je velmi důležité z hlediska zohlednění odpovědí uhádnutých respondenty bez znalosti problematiky.

Samotný výzkum proběhl na různých fakultách Západočeské univerzity v Plzni a Jihočeské univerzity v Českých Budějovicích v období prosinec 2016 – květen 2017. Vzhledem k požadavku na ověření test-retest reliability byly testy rozdávány dvakrát s odstupem cca 3 měsíců. Účastníci byli seznámeni s předmětem výzkumu, do něhož se zapojovali zcela dobrovolně. Většina dotazníků byla respondentům předána osobně v době přednášek (po předchozí konzultaci s přednášejícím), pouze některé retesty byly zaslány elektronickou formou. V hlavičce dotazníku uváděl respondent svůj věk, pohlaví, jméno a příjmení či jiné označení pro možnost spárování prvního testu s retestem a studovaný obor resp. fakultu pro určení zaměření.

1.2 Soubor respondentů

Podmínkou pro zařazení mezi respondenty bylo pouze studium humanitního, přírodovědného či technického oboru vysoké školy. Do jednotlivých skupin pak byly typově zařazeny následující obory:

- Humanitní – učitelství 1. stupně ZŠ, psychologie, tělesná výchova, výchova ke zdraví, studium jazyků a historie, hudební a vizuální kultura a humanistika
- Přírodovědné – geografie, biologie, chemie, matematická studia, fyzika, technická výchova, učitelství biologie a zeměpisu
- Technické – elektroenergetika, průmyslové inženýrství, inženýrská informatika

Všichni studenti přírodovědných oborů a naprostá většina studentů humanitních oborů (až na několik studentů oboru Humanistika na Filozofické fakultě ZČU) přitom pocházela z pedagogických fakult ZČU a JČU, naopak všichni studenti technického zaměření působili na fakultách strojní, elektrotechnické a aplikovaných věd ZČU. V rámci testování byl studentům objasněn termín PAS a jeho možná zaměnitelnost s pojmem autismus v dotaznících. Rozdíly ve věku a studijním zaměření vytvořily poměrně pestrý soubor čítající celkem 328 respondentů. Jeho základní charakteristiky jsou uvedeny v tabulce 1. Retestu se následně zúčastnilo 100 respondentů, jejichž charakteristiky z hlediska pohlaví, věku a studovaného oboru odpovídaly charakteristikám původního souboru.

Tab. 1

Základní charakteristiky souboru respondentů

Charakteristika	1. testování (n = 328)	2. testování (retest, n = 100)
Pohlaví		
Muž	165 (50,3 %)	47 (47 %)
Žena	163 (49,7 %)	53 (53 %)
Věk	21,5 ± 3,5 ^a roku (rozpětí 18–46 let)	21,4 ± 4,4 roku (rozpětí 18–46 let)
Setkal se s pojmem autismus		
Ano	307 (93,6 %)	97 (97 %)
Ne	21 (6,4 %)	3 (3 %)
Osobní znalost někoho s autismem		
Ano	75 (22,9 %)	21 (21 %)
Ne	253 (77,1 %)	79 (79 %)
Studovaná skupina oborů		
Humanitní	132 (40,2 %)	41 (41 %)
Technické	106 (32,3 %)	31 (31 %)
Přírodovědné	90 (27,5 %)	28 (28 %)

^a průměr ± výběrová směrodatná odchylka

1.3 Analýza dat

Analýza získaných dat zahrnovala vedle deskriptivních statistik a základní položkové analýzy rovněž ověření normality výsledného skóre pomocí Shapiro-Wilkova testu, stanovení vnitřní konzistence testu užitím Cronbachova alfa, výpočet test-retest reliability (Pearsonův korelační koeficient) a explorativní faktorovou analýzu provedenou na základě tetrachorických resp. polychorických korelací. K testování hypotézy o vlivu

studovaného oboru byla využita jednovýběrová Analýza rozptylu (ANOVA) a dvouvýběrový t-test shody středních hodnot. Výsledky statistických testů jsou udány pomocí p-hodnoty, jako statisticky významné jsou uvažovány případy s p-hodnotou menší než 0,05. Ke statistické analýze byl využit software MS Excel s doplňkem XLSTAT.

2 Výsledky a validace znalostního testu

2.1 Možnosti vyhodnocení testu

Vyhodnocení znalostního testu je možné realizovat vzhledem k jeho povaze různými způsoby. Klasickou metodou je u každé položky započítat jeden bod za správnou odpověď a nula bodů za odpověď nesprávnou, a to bez ohledu na uvedenou míru jistoty u dané odpovědi. Výhodou tohoto postupu je jeho jednoduchost, nevýhodou pak to, že značná část správných odpovědí může být uhodnuta zcela bez znalosti problematiky. V našem případě se ukázalo, že podíl uhádnutých odpovědí je při tomto způsobu vyhodnocení tak vysoký, že je zásadním způsobem narušena vnitřní konzistence testu a související psychometrické vlastnosti. Tento způsob tak není vhodný (Bárová, 2017). Ve snaze překonat uvedený problém jsme provedli modifikaci způsobu hodnocení tak, aby zahrnovalo míru jistoty u odpovědi deklarovanou respondentem. Rozhodli jsme se pro následující způsob hodnocení položek: chybně zodpovězené otázky byly hodnoceny vždy nulou bodů. Správně zodpovězené otázky byly rovněž hodnoceny nulou v případě nulové jistoty respondenta (tj. zcela natipované odpovědi), jedním bodem v případě částečné jistoty a dvěma body v případě zcela jisté odpovědi. Tím jsme zohlednili vliv míry jistoty na hodnocení a zcela odfiltrovali natipované odpovědi¹.

2.1.1 Položková analýza

Výsledky položkové analýzy jsou uvedeny v Tabulce 2. Z ní je patrné vedle procenta správných odpovědí, průměru a směrodatné odchylky počtu bodů při výše popsaném vyhodnocení rovněž to, jaká část odpovědí byla uvedena s nulovou resp. částečnou jistotou² Možné rozpětí je u každé položky 0–2 body, minimum bylo ve všech případech 0 bodů, maximum poté 2 body.

¹ Bylo by samozřejmě možné zvolit i jiný model např. odečítat body za chybné odpovědi uvedené s velkou jistotou apod. To je však nad rámec této studie. Cílem je nějak vyřešit problém s nízkou vnitřní konzistencí, což se, jak uvidíme později, podařilo.

² Podíl zcela jistých odpovědí se pak zjistí jednoduchým dopočtem do 100 procent.

Tab. 2

Položková analýza znalostního testu

Číslo položky	Podíl správných odpovědí (%)	Podíl zcela nejistých odpovědí (%)	Podíl částečně jistých odpovědí (%)	Průměrný počet bodů	Výběrová směrodatná odchylka počtu bodů
1	60,1	16,2	66,8	0,63	0,68
2	91,5	5,2	43,6	1,37	0,69
3	60,4	13,4	66,2	0,68	0,71
4	63,4	24,7	54,9	0,65	0,71
5	89,9	13,1	39,6	1,28	0,77
6	35,4	38,7	51,5	0,24	0,49
7	89,9	20,1	48,8	1,04	0,75
8	85,1	71,1	26,8	0,29	0,50
9	76,8	49,7	41,2	0,51	0,64
10	84,8	24,7	57,9	0,83	0,68
11	84,5	35,1	45,7	0,74	0,74
12	55,5	44,2	44,8	0,43	0,61
13	53,1	35,1	50,0	0,47	0,65
14	58,8	37,2	49,1	0,40	0,57
15	70,4	39,7	40,5	0,57	0,73
16	96,6	5,5	16,5	1,69	0,62
17	85,7	19,5	38,1	1,11	0,83
18	74,4	30,2	57,9	0,65	0,66
19	63,1	43,3	45,4	0,49	0,65
20	41,2	51,5	39,0	0,23	0,51
21	86,6	27,1	59,2	0,77	0,66
22	77,2	33,5	52,1	0,66	0,68
23	87,2	21,9	54,9	0,92	0,72
24	83,5	29,0	44,8	0,84	0,77
Celkově	73,1	30,4	47,3	17,45	6,29

Míra úspěšnosti u jednotlivých položek se pohybuje v rozmezí 35–97 %, přičemž celková úspěšnost (bez uvážení míry jistoty) je zde zhruba 73 %. U položek 6 a 20 je úspěšnost pod 50 %, což znamená, že zde respondenti dopadli hůře, než kdyby pouze tipovali odpovědi bez jakékoliv úvahy. Naopak u položek 2 a 16 byla zaznamenána velmi vysoká úspěšnost s hodnotami přes 90 %. U více než 30 % všech odpovědí respondenti uvedli, že si u příslušných otázek jsou zcela nejistí, naopak pouze něco přes 22 % odpovědí

bylo uvedeno s úplnou jistotou. Největší míra nejistoty (přes 70 %) byla zaznamenána u položky 8 týkající se užití aplikované behaviorální analýzy při terapii PAS, kde, na první pohled překvapivě, byla poměrně vysoká úspěšnost přes 85 %. U většiny položek však platilo, že vysoká míra jistoty odpovídala velkému podílu správných odpovědí. Například u neúspěšnější položky číslo 16 zaměřené na nakažlivost PAS (úspěšnost přes 96 %), byla zároveň zaznamenána nejnižší míra tipování (pouze něco přes 5 % zcela nejistých odpovědí oproti 78 % odpovědí uvedených s jistotou). Z tabulky vidíme, že průměry u jednotlivých položek se pohybují od pouhých 0,23 bodu u položky 20 (mající velmi nízkou úspěšnost) až po 1,69 bodu u položky 16, kde byla naopak úspěšnost nejvyšší. Při tomto způsobu vyhodnocování hrála velkou roli i míra jistoty, což je jasně vidět u položky 8 vykazující zde druhý nejhorší výsledek (průměr pouze 0,29 bodu, ačkoliv samotná úspěšnost dosahovala nadprůměrných 85 %. Celkový počet bodů byl s uvažným mírou jistoty pouze 17,45 ze 48 možných, což odpovídá úspěšnosti něco přes 36 %.

2.1.2 Celkové skóre a jeho normalita

Celkové skóre získané součtem bodů za jednotlivé položky má rozpětí 0–48 bodů. Minimální zaznamenaná hodnota byla 0 bodů, maximální poté 35 bodů. Průměr a směrodatná odchylka jsou patrné z posledního řádku v Tabulce 2. V Grafu 1 je uveden histogram absolutních četností pro celkové skóre.

Graf 1

Histogram četností při vyhodnocení zohledňujícím míru jistoty

Ohledně normality by se mohlo na první pohled z histogramu zdát, že data příliš dobře neodpovídají Gaussově křivce. Zdání však v tomto případě klame. Exaktní Shapiro-Wilkův test (testová statistika $W = 0,992$, p -hodnota testu $= 0,06$) v tomto případě neumožňuje na běžně užívané hladině významnosti 0,05 zamítnout hypotézu o tom, že data pocházejí z normálního rozdělení. Z toho plyne, že data u celkového skóre můžeme v tomto případě pokládat za normálně rozdělená a je tak možné běžně užívat parametrické testy.

2.1.3 Vnitřní konzistence a test-retest reliabilita

Z hlediska psychometrických vlastností je klíčové, zda popsaná úprava při vyhodnocování přispěla ke zlepšení vnitřní konzistence testu. Ukazuje se, že ano, když Cronbachovo alfa vypočtené z příslušných polychorických korelací dosáhlo poměrně vysoké hodnoty 0,816 v porovnání s nízkou hodnotou 0,431 v případě nezohlednění míry jistoty, kde byl výpočet proveden užitím tetrachorických korelací. Vnitřní konzistence je tak na velmi dobré úrovni a je rozumné se dále zabývat faktorovou strukturou dotazníku. Test-retest reliabilita znalostního testu byla ověřována na vzorku 100 respondentů (charakteristiky souboru jsou uvedeny v Tabulce 1), kteří vyplňovali test dvakrát s odstupem cca tři měsíce. V původním testu i retestu byla u dané skupiny zaznamenána prakticky shodná průměrná celková skóre (18,03 bodu v prvním testování³ a 18,10 bodu v retestu), totéž platilo pro výběrovou směrodatnou odchylku (7,31 bodu v prvním testování, 7,58 bodu v retestu). Pearsonův korelační koeficient pro celkové skóre dosáhl velmi vysoké hodnoty 0,825, což svědčí o výborné test-retest reliabilitě znalostního testu jako celku. Pro jednotlivé položky byly vzhledem k povaze dat (stupnice 0-1-2 body) vypočteny polychorické korelace. Byly zaznamenány kladné hodnoty v rozmezí 0,07–0,83, přičemž u velké většiny položek byla tato hodnota větší než 0,6. S převahou nejnižší test-retest reliabilita byla zaznamenána u položky 20, kde byla zároveň velmi malá míra úspěšnosti. I další nízké hodnoty byly zaznamenány vesměs u otázek s nízkou až velmi nízkou úspěšností. Uvedené výsledky jasně ukazují vysokou míru test-retest reliability znalostního testu jako celku ovšem s tím, že v případném dalším vývoji testu by bylo vhodné zvážit vypuštění či nahrazení položek, u nichž je zaznamenávána velmi nízká úspěšnost související následně s nedostatečnou test-retest reliabilitou.

2.1.4 Explorativní faktorová analýza

Předpoklady faktorové analýzy zde byly splněny ve všech klíčových kritériích (velikost vzorku, linearita, faktorovatelnost, normalita). KMO kritérium sloužící jako metrika k stanovení míry faktorovatelnosti zde dosáhlo souhrnné hodnoty 0,663, když u všech

³ Jde o něco vyšší hodnotu než je výše uvedený průměr pro celou skupinu 328 respondentů v prvotním testování.

položek s výjimkou položek 6 a 20 překračovalo toto kritérium hodnotu 0,5. Faktorová analýza byla realizována v programu XLSTAT metodou hlavních faktorů a na základě polychorických korelací vystihujících povahu třístupňové škály u jednotlivých položek. Počet faktorů nebyl prvotně nijak omezen (to odpovídá skutečnosti, že o faktorové struktuře dotazníku nebylo předem nic známo), rotace faktorů byla postupně prováděna pro jeden až pět faktorů s využitím metody Varimax předpokládající nekorelovanost faktorů.⁴ Při výpočtu vlastních čísel byla zjištěna dominantní role prvního vlastního čísla (hodnota 4,21), celkem tři další vlastní čísla překročila hodnotu 1 (postupně hodnoty 1,59, 1,29 a 1,20). Orientační Kaiserovo pravidlo by tak naznačovalo existenci čtyř faktorů, tento údaj ale není možné brát absolutně. Podrobná analýza výsledků pro rotaci 1–5 faktorů ukázala, že vícefaktorová řešení nejsou přesvědčivá a věcně rozumně interpretovatelná. Navíc faktorové zátěže u mnoha položek jsou menší než 0,4, což naznačuje slabou vypovídající hodnotu modelu. Na základě analýzy a studia literatury se proto přikláníme k tomu, že nejrozměnnější je zde jednofaktorová struktura zahrnující obecný faktor vystihující znalosti o problematice PAS.

2.2 Vliv studovaného oboru na znalosti o PAS

Před samotným ověřením toho, zda se znalosti o PAS liší mezi jednotlivými studijními zaměřeními (humanitní, přírodovědné, technické) je třeba zjistit, zda je ve všech třech uvažovaných skupinách splněna podmínka normality dat a je tudíž k testování shody středních hodnot možné použít parametrické techniky. Shapiro-Wilkův test pro celkové skóre testu stanovené na základě upraveného způsobu hodnocení vedl k následujícím výsledkům:

- humanitní zaměření (132 respondentů) – testová statistika $W = 0,991$, $p = 0,511$
- technické zaměření (106 respondentů) – $W = 0,991$, $p = 0,739$
- přírodovědné zaměření (90 respondentů) – $W = 0,987$, $p = 0,484$.

Je tak zcela zjevné, že hypotézu o tom, že data pocházejí z normálního rozdělení, není možné na rozumné hladině významnosti zamítnout ani u jedné ze skupin, a tudíž lze data pokládat s poměrně velkou jistotou za odpovídající Gaussově křivce. Je tedy možné používat standardní parametrické testy mající jako předpoklad normalitu dat. Konkrétně jsme k testování použili jednocestnou Analýzu rozptylu, která je v podstatě zobecněním dvouvýběrového t-testu pro případ více než dvou populací. Tato technika má jako předpoklad (vedle již prokázané normality dat) rovněž shodu rozptylů všech uvažovaných populací. Výběrové rozptyly byly u všech tří skupin velmi podobné (rozdíl pouze 38 – 40,5) a rovněž exaktní testování užitím pomoci Levenova testu shody

⁴ Pro lepší představu byla rovněž provedena rotace metodou Oblimin počítající naopak s významnými korelacemi mezi faktory. Výsledky byly ve většině případů podobné, užitá metoda rotace faktorů tak podle všeho není zásadní.

rozptylů pro více populací jasně ukázalo, že na hladině 0,05 není možné zamítnout hypotézu o existenci rozdílů v rozptylech mezi skupinami (p-hodnota byla rovna 0,995). Analýza rozptylu poté ukázala, že na hladině 0,05 není možné zamítnout nulovou hypotézu o tom, že střední hodnota je u všech uvažovaných studijních zaměření stejná (výsledky testování: humanitní – $18,31 \pm 6,36^5$; technické – $17,13 \pm 6,17$; přírodovědné – $16,65 \pm 6,22$; testová statistika $F = 2,22$; p-hodnota testu – 0,11). Můžeme tedy říci, mezi jednotlivými skupinami není statisticky významný rozdíl a mírně vyšší průměr pro studenty humanitního zaměření není při daném počtu respondentů průkazný.

Podobným způsobem jsme postupovali rovněž při ověření toho, zda existují rozdíly mezi studenty učitelského (216 respondentů) a neučitelského (112 respondentů) zaměření. Testování normality pomocí Shapiro-Wilkova testu opět potvrdilo, že v obou skupinách jsou data rozdělena přibližně podle Gaussovy křivky (p-hodnota testu u učitelského 0,324 a u neučitelského 0,715). Parametrický F-test shody rozptylů následně prokázal, že není statisticky významný rozdíl v rozptylech obou skupin (p-hodnota testu 0,923). K porovnání středních hodnot byl proto zvolen dvouvýběrový t-test se shodou rozptylů. Ten prokázal, že na hladině významnosti 0,05 rozhodně není možné zamítnout hypotézu o tom, že by střední hodnoty u učitelského a neučitelského zaměření byly odlišné (výsledky testování: učitelské zaměření – $17,59 \pm 6,33$, neučitelské zaměření – $17,20 \pm 6,20$). Obě uvažované skupiny je tak možné pokládat z tohoto hlediska za rovnocenné.

3 Diskuze

Bylo zjištěno, že vyhodnocení znalostního testu systémem 0–1 neberoucím do úvahy míru jistoty respondentů při odpovědi na dichotomické otázky (pravda-nepravda) vede k nedostatečné vnitřní konzistenci testu v důsledku vysokého procenta uhádnutých odpovědí. To je v souladu s poznatky z literatury (Pennigton et al., 2001) i s tím, co bylo zjištěno v našich předchozích výzkumech týkajících se znalostí studentů učitelství o epilepsii (Brabcová et al., 2016). Naopak zohlednění míry jistoty při vyhodnocení vedlo k získání nástroje majícího zcela vyhovující vnitřní konzistenci i další psychometrické vlastnosti. Samotné zjišťování toho, jak jsou si respondenti u jednotlivých položek jisti, pak dalo lepší představu o tom, jaká je reálná úroveň znalostí o PAS. Je třeba říci, že s uvedenou mírou jistoty by bylo možné pracovat i mnoha dalšími způsoby, než bylo ukázáno zde. U výkonového testu (např. při zkoušce apod.) by zde popsany systém zcela selhal, protože by všichni uváděli, že jsou si svojí odpovědí naprosto jisti (v případě úspěchu by tak získali body navíc, v případě neúspěchu by nic neztráceli). V takovém případě by tudíž bylo nutné odečítat body za nesprávné odpovědi. Otázkami spojenými s odečítáním bodů za chybné odpovědi se z hlediska teorie testů detailně zabývá

⁵ Průměr $\pm$ výběrová směrodatná odchylka v dané skupině.

Burton (2010). V našem případě se však nejednalo o klasický výkonový test, respondenti odpovídali v zásadě anonymně, a proto se nedá předpokládat, že by se snažili kalkulovat nad tím, jak maximalizovat počet bodů při vyhodnocení beroucím do úvahy míru jistoty (způsob vyhodnocení jim navíc nebyl předem znám). Svědčí o tom i skutečnost, že cca 99 % všech odpovědí uvedených s jistotou bylo skutečně správných, zatímco u zcela nejistých odpovědí bylo úspěšnost velmi blízká 50 %, což je hodnota odpovídající zákonům teorie pravděpodobnosti. Naše výsledky rozhodně ukazují, že zohlednění míry jistoty při odpovídání je u testů tohoto typu metodologicky přínosné a dává lepší představu o skutečné úrovni znalostí.

Faktorová analýza znalostního testu vedla k jednofaktorovému řešení zahrnujícímu obecné znalosti o PAS. K obdobné interpretaci faktorové struktury znalostního testu dospěli např. američtí autoři Wodrich et al. (2011) v jejich studii zaměřené na znalosti o epilepsii. Jako problematické se v našem případě jeví především položky 6 a 20, u nichž je vedle nízké hodnoty KMO kritéria rovněž velmi nízká hodnota příslušné faktorové zátěže v jednofaktorovém modelu. V dalším vývoji testu by bylo vhodné tyto položky vypustit či nahradit.

Srovnání znalostí o PAS mezi studenty humanitních, přírodovědných a technických oborů ukázalo, že zde nejsou patrné žádné statisticky významné rozdíly. To je na první pohled poněkud překvapivé, protože by se dal očekávat nadprůměrný výsledek u studentů humanitně zaměřených, kteří k tomuto tématu mají blíže, a naopak slabý výsledek u studentů technických oborů. Vysvětlení může spočívat v odlišnostech mezi jednotlivými skupinami u dalších zde nestudovaných faktorů, jako je například typ absolvované střední školy. V jedné z předchozích studií (Brabcová et al., 2016) byl například prokázán signifikantní vliv typu studované střední školy na úroveň znalostí o epilepsii u studentů učitelství, když absolventi gymnázií dosahovali lepších výsledků ve srovnání s ostatními typy škol.

Náš dotazník identifikoval rovněž nejčastější miskoncepce českých studentů VŠ v souvislosti s PAS. Výrazná většina respondentů pokládala za nepravdivé tvrzení, že značné procento jedinců s PAS se nenaučí používat řeč. To může úzce souviset s rozšířenou představou lidí s PAS jako vysoce inteligentních asociálních jedinců, která je podporována médií, tvůrci filmů apod. Tato miskoncepce byla identifikována i v dalších studiích (Jensen et al., 2016). Varující je rovněž to, že cca 30 % studentů VŠ pokládalo za správné tvrzení, že PAS jsou dle většiny vědeckých studií způsobeny očkováním⁶. Pro srovnání, studie z roku 2009 z USA (Freed et al., 2009) ukázala, že vakcinaci za příčinu autismu pokládá zhruba 25 % rodičů. Tato teorie vznikla na základě studie z roku 1998 (Wakefield et al., 1998), která byla později kvůli zásadním chybám stažena z lékařského časopisu *Lancet*. Všechny další studie však ukázaly, že očkování PAS nezpůsobuje (Maglione et al., 2014). Naopak pozitivní je, že jen naprosté minimum respondentů

⁶ Otázka byla záměrně formulována ve vztahu k většině vědeckých studií tak, aby se předešlo spekulacím o možném, vědci dosud neprokázaném, vlivu očkování.

se domnívá, že PAS jsou nakažlivé, rovněž identifikace problémů se sociální interakcí u osob majících PAS byla na vysoké úrovni (přes 90 % správných odpovědí).

Náš výzkum má pochopitelně určité limity související s jeho designem. Především je třeba uvážit, že problematika znalostí o PAS se velmi rychle vyvíjí a v důsledku toho tvrzení všeobecně pokládané za správné před deseti lety již nemusí být pokládáno za správné dnes. Z tohoto důvodu je třeba neustále sledovat vývoj poznání a podle potřeby aktualizovat i test. Mezi otázky zvláště náchylné na změnu správné odpovědi v důsledku nových poznatků patří položky 6 a 9 obsahující procentuální údaje. V prvním případě jde o procento dětí s PAS, které se nenaučí používat řeč. Ještě na začátku 21. století se běžně uváděl údaj kolem 50 % (National Research Council, 2001). Během dalších let však s rostoucím celkovým počtem dětí s diagnostikovanými PAS uvedené procento klesá a aktuální výzkumy uvádějí typicky 30 % (Tager-Flusberg a Kasari, 2013), někdy je uváděno rozmezí 25–50 % (Patten et al., 2013). Není nám známa žádná studie ukazující pokles uvedeného podílu pod 25 % zmiňovaných ve formulaci otázky, u níž uvedená odpověď je tak zcela v souladu s aktuálním stavem poznání. Na druhé straně do budoucna se nedá vyloučit, že se situace změní a je tak vhodné uvážit případnou změnu formulace otázky. Podobná situace je u položky 9 týkající se procenta dětí s PAS trpících zároveň obsedantně-kompulzivní poruchou. Metaanalýza 31 studií zjišťujících úzkostné poruchy u dětí z PAS (van Steensel, Bögels a Perrin, 2011) ukazuje, že u všech těchto studií byla zjištěna obsedantně-kompulzivní porucha jako komoribidita PAS, když podíl u PAS byl větší než v celkové populaci. Většina těchto studií poté uvádí i hodnotu větší než 20 % zmíněných ve formulaci otázky. Je ale pravda, že lze nalézt i studie, kde se uvádí méně než 20 % a uvedený procentní údaj by tak bylo vhodné upravit. To však nic nemění na to, že obsedantně-kompulzivní porucha je podstatnou komorbiditou PAS, což ostatně potvrzuje i nedávná velmi komplexní longitudinální studie dánských autorů (Meier et al., 2015).

Do budoucna by bylo vhodné zvážit i úpravu otázky 1 týkající se budování intimních vztahů u dětí s PAS včetně vztahu s jejich rodiči. Dále by bylo dobré dát lépe do souvislosti znalosti o PAS s dalšími proměnnými, např. s úrovní stigmatizace. To bude předmětem dalšího výzkumu.

Závěr

V rámci této studie byl přeložen do češtiny, upraven a následně validován znalostní test měřící úroveň znalostí o PAS. Tento nástroj může v budoucnu posloužit například k zhodnocení efektivnosti intervencí vedoucích ke zlepšení znalostí o dané problematice a umožňuje rovněž porovnávat míru znalostí v různých skupinách. Bylo zjištěno, že znalosti studentů českých VŠ o PAS nejsou na příliš dobré úrovni, když průměrná úspěšnost v testu byla jen 36,4 % a pouze zhruba u 22 % všech odpovědí si byli respondenti

zcela jisti. Byly rovněž identifikovány závažné miskoncepce související s PAS jako např. přesvědčení téměř třetiny respondentů, že dle většiny vědeckých studií je autismus způsobem očkováním. Budoucí výzkum by měl být zaměřen na další vývoj uvedeného znalostního testu (vypuštění či nahrazení některých položek, ověření validity nástroje) a rovněž na plánování cílených intervencí vedoucích k potlačení těchto miskoncepceí a k postupné redukci stigma souvisejícího s PAS.

Tento výzkum byl podpořen projektem BAPE Fakulty pedagogické Západočeské univerzity v Plzni.

Literatura

- American Psychiatric Association. (2013). Diagnostic and statistical manual of mental disorders (5th ed.). Washington, DC: Author.
- Bakare, M. O., Ebigo, P. O., Agomoh, A. O., Eaton, J., Onyeama, G. M., Okonkwo, K. O., et al. (2009). Knowledge about childhood autism and opinion among healthcare workers on availability of facilities and law caring for the needs and rights of children with childhood autism and other developmental disorders in Nigeria. *BMC pediatrics*, 9(1), 12.
- Bárová, V. (2017). *Autismus a stigma*. Západočeská univerzita v Plzni. Bakalářská práce.
- Brabcová, D., Kohout, J., & Kršek, P. (2016). Knowledge about epilepsy and attitudes towards affected people among teachers in training in the Czech Republic. *Epilepsy & Behavior*, 54, 88–94.
- Brabcová, D., Kohout, J., Weberová, V., & Komárek, V. (2017). Educational video and story as effective interventions reducing epilepsy-related stigma among children. *Epilepsy & Behavior*, 69, 12–17.
- Burton, R. F. (2004). Multiple choice and true/false tests: reliability measures and some implications of negative marking. *Assessment & Evaluation in Higher Education*, 29(5), 585–595.
- Freed, G. L., Clark, S. J., Butchart, A. T., Singer, D. C., & Davis, M. M. (2010). Parental vaccine safety concerns in 2009. *Pediatrics*, 125(4), 654–659.
- Christensen, D. L., Baio, J., Braun, K. V. N., Charles, J., Bilder, D. A., Constantino, J. N., et al. (2016). Prevalence and Characteristics of Autism Spectrum Disorder Among Children Aged 8 Years – Autism and Developmental Disabilities Monitoring Network, 11 Sites, United States, 2012. *Surveillance Summaries*, 65(3), 1–23.
- Hansen, L. K. (2015). *Development and validation of a survey of knowledge of autism spectrum disorder*. The University of Southern Mississippi. Diplomová práce.
- Harrison, A. J., Slane, M. M., Hoang, L., & Campbell, J. M. (2017). An international review of autism knowledge assessment measures. *Autism*, 21(3), 262–275.
- Hultman, C. M., Sandin, S., Levine, S. Z., Lichtenstein, P., & Reichenberg, A. (2011). Advancing paternal age and risk of autism: new evidence from a population-based study and a meta-analysis of epidemiological studies. *Molecular psychiatry*, 16(12), 1203.
- Jensen, C. M., Martens, C. S., Nikolajsen, N. D., Skytt Gregersen, T., Heckmann Marx, N., Goldberg Frederiksen, M., & Hansen, M. S. (2016). What do the general population know, believe and feel about individuals with autism and schizophrenia: Results from a comparative survey in Denmark. *Autism*, 20(4), 496–508.
- Lee, B. H., Smith, T., & Paciorkowski, A. R. (2015). Autism spectrum disorder and epilepsy: disorders with a shared biology. *Epilepsy & Behavior*, 47, 191–201.

- Liu, Y., Li, J., Zheng, Q., Zaroff, C. M., Hall, B. J., Li, X., & Hao, Y. (2016). Knowledge, attitudes, and perceptions of autism spectrum disorder in a stratified sampling of preschool teachers in China. *BMC psychiatry*, 16(1), 142.
- National Research Council (2001). Educating children with autism. Washington, DC: NRC.
- Maglione, M. A., Das, L., Raaen, L., Smith, A., Chari, R., Newberry, S., Shanman, R., et al. (2014). Safety of vaccines used for routine immunization of US children: a systematic review. *Pediatrics*, 134(2), 325–337.
- Meier, S. M., Petersen, L., Schendel, D. E., Mattheisen, M., Mortensen, P. B., & Mors, O. (2015). Obsessive-compulsive disorder and autism spectrum disorders: longitudinal and offspring risk. *PLoS one*, 10(11), e0141703.
- Obeid, R., Daou, N., DeNigris, D., Shane-Simpson, C., Brooks, P. J., & Gillespie-Lynch, K. (2015). A cross-cultural comparison of knowledge and stigma associated with autism spectrum disorder among college students in Lebanon and the United States. *Journal of autism and developmental disorders*, 45(11), 3520–3536.
- Ošlejšková, H. (2008). Poruchy autistického spektra: poruchy vyvíjejícího se mozku. *Pediatric pro praxi*, 9(2), 80–84.
- Patten, E., Ausderau, K. K., Watson, L. R., & Baranek, G. T. (2013). Sensory response patterns in non-verbal children with ASD. *Autism research and treatment*, 2013, 436286.
- Pennington, H. R., Pachana, N. A., & Coyle, S. L. (2001). Use of the facts on aging quiz in New Zealand: Validation of questions, performance of a student sample, and effects of a don't know option. *Educational Gerontology*, 27(5), 409–416.
- Říhová, A. (2010). Dítě s poruchou autistického spektra v raném věkovém období v kontextu rodiny. *e-Pedagogium*, 2010(2), 116–126.
- Šnýdrová, I. (2008). *Psychodiagnostika*. Praha: Grada.
- Tager-Flusberg, H., & Kasari, C. (2013). Minimally verbal school-aged children with autism spectrum disorder: the neglected end of the spectrum. *Autism Research*, 6(6), 468–478.
- Thorová, K. (2006). *Poruchy autistického spektra*. Praha: Portál.
- van Steensel, F. J., Bögels, S. M., & Perrin, S. (2011). Anxiety disorders in children and adolescents with autistic spectrum disorders: a meta-analysis. *Clinical child and family psychology review*, 14(3), 302–317.
- Wakefield, A. J., Murch, S. H., Anthony, A., Linnell, J., Casson, D. M., Malik, M., et al. (1998). Ileal-lymphoid-nodular hyperplasia, non-specific colitis, and pervasive developmental disorder in children. *The Lancet*, 351(9103), 637–641 (staženo z časopisu v roce 2010).
- Wodrich, D. L., Jarrar, R., Buchhalter, J., Levy, R., & Gay, C. (2011). Knowledge about epilepsy and confidence in instructing students with epilepsy: Teachers' responses to a new scale. *Epilepsy & Behavior*, 20(2), 360–365.

Kontakt:

Dana Brabcová, vedoucí autorského kolektivu

Katedra psychologie, Fakulta pedagogická, Západočeská univerzita v Plzni

Klatovská 51, 301 00 Plzeň

E-mail: dannab@seznam.cz

Příloha:

Znalostní dotazník (podtrženy správné odpovědi)

1. Jedinci s PAS zřídka kdy budují intimní vztahy a to i s vlastními rodiči.
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
2. Jedinci s PAS mají problémy se sociální interakcí.
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
3. Děti s PAS hrají podobné hry jako jejich běžně se vyvíjející vrstevníci.
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
4. Jedním z prvních příznaků PAS je neschopnost zvládat mimiku, gesta a řeč.
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
5. Všichni jedinci s PAS mají podprůměrné IQ.
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
6. Nejméně 25 % jedinců s PAS se během svého života vůbec nenaučí používat řeč.
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
7. Díky všestranné podpoře, terapii a lékům mohou být PAS zcela vyléčeny.
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
8. Jedním z běžných způsobů léčby PAS je aplikovaná behaviorální analýza (ABA).
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
9. Značné procento (nejméně 20 %) jedinců s PAS zároveň trpí obsedantně-kompluzivní poruchou.
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
10. Včasná intervence může zmírnit příznaky PAS a vést ke zlepšení v oblasti IQ, jazyka a sociálního chování.
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
11. Většina PAS může být sama o sobě smrtelná.
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
12. Problémy při narození (např. stísněnost plodu, porod koncem pánevním) souvisí s rozvojem PAS.
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý

13. U dětí se staršími rodiči je vyšší pravděpodobnost, že se rozvinou PAS.
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
14. V minulosti vědci věřili, že je PAS způsoben nedostatkem lásky při výchově a emocionálním chladem matky
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
15. Většina vědeckých studií naznačuje, že PAS mohou být způsobeny očkovacími látkami.
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
16. PAS jsou nakažlivé.
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
17. Existuje přesvědčivý důkaz, že nízký příjem rodiny (nedostatek financí) může být podstatným rizikovým faktorem pro PAS.
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
18. Výskyt autismu u dětí se v posledních 15 letech ve vyspělých zemích znatelně zvýšil.
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
19. Výskyt PAS je až pětkrát pravděpodobnější u chlapců než u dívek.
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
20. Existuje jeden konkrétní gen, podle něhož můžeme identifikovat PAS.
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
21. Počátečním impulsem ke zkoumání toho, zda dítě (ne)trpí PAS, jsou často problémy při rozvoji řeči.
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
22. Jedinec může být diagnostikován jak s PAS, tak i s intelektovým postižením (dříve známé jako mentální retardace)
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
23. Diagnostika PAS je často založena na rozhovorech s rodiči a pozorování chování dítěte.
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý
24. Dospělým nemohou být nikdy diagnostikovány PAS.
pravda – nepravda zcela nejistý – částečně jistý – zcela jistý