



АБЕРАНТНО ПОНАШАЊЕ ДЕЦЕ ПРЕДШКОЛСКОГ УЗРАСТА: ЕВАЛУАЦИЈА УПИТНИКА

Станислав Фајгел

Филозофски факултет, Нови Сад

Густав Бала*

Факултет спорта и физичког васпитања, Нови Сад

Апстракт. Анализирана су мерна својства упитника о аберантном понашању код деце. Истраживањем је обухваћено 1.165 деце узраста од четири до седам година, која су похађала предшколске установе у неколико мањих и већих градова у Војводини. Упитник је садржавао 36 ставки Ликертовог формата и попуњавао га је један од родитеља. Одредили смо основна мерна својства скале у целини и појединачних ајтема под Рашовим моделом мерења. У целини, родитељи ретко примећују аберантно понашање код своје деце. Што се тиче појединачних симптома, најчешћа је тврдоглавост, а најређе мучење животиња. Дискриминативност ставки је у целини задовољавајућа. Поузданост скале је 0.84, а сви показатељи *misfit* су у прихватљивим границама. На основу диференцијалног функционисања ајтема, утврдили смо да постоји полна и узрастна специфичност родитељских процена аберантног понашања деце. Код девојчица родитељи чешће примећују тврдоглавост и плачљивост, а код дечака агресивност. Код млађе деце родитељи више примећују грицање ноктију, неуредност и плашљивост, а код старијих – изношвање ствари плачем, својеглавост и мокрење у кревет. Факторском ајтем анализом утврдили смо да подаци најбоље подупиру три главне фацете аберантности: размаженост, стидљивост и свађалаштво. Унакрсном валидацијом (*hold out*) проверили смо узорачку стабилност факторског решења и показали да су ове три фацете робусне у односу на избор узорка.

Кључне речи: аберантно понашање, Рашов модел, диференцијално функционисање ајтема, унакрсна валидација.

Иницијалну верзију овог упитника за процену присуства аберантног понашања код деце саставили су Бала, Хошек и Момировић (2003), Хошек, Момировић и Бала (2003), Момировић, Бала и Хошек (2002), имајући у виду мање или више стандардну листу проблематичног децјег понашања. Верзија упитника којом ћемо се овде бавити настала је из покушаја да процењивање аберантног понашања учинимо осетљиви-

* E-mail: gustavbala@yahoo.com

јим. У том циљу смо променили скалу одговора и дихотомну заменили ординалном. Тако смо добили скуп ставки у формату скале процене, са скупом алтернатива које означавају учесталост: не, веома ретко, понекад, често и веома често. Задржано је свих иницијалних 36 ајтема и њихова стабла нису промењена.

Циљ овог рада је евалуација упитника у целини и његових ајтема. Биће оцењена основна мерна својства, затим латентна структура упитника, а кроз анализу упитника обавићемо и основну дескрипцију аберантног понашања код деце. Пажњу ћемо посебно усмерити на откривање полне и узрастне специфичности аберантног понашања деце предшколског узраста.

Метод

Упитник је администриран на узорку од 1.165 испитаника, од којих је 1.065 комплетно одговорило на упитник, тј. имало одговоре на свим ајтемима. Узорак су чинили мајка или отац детета, а деца су била на узрасту између четири и седам година (изражено у децималним годинама, између 3.5 и 7.5 година), која су похађала предшколске установе у Новом Саду, Сомбору, Сремској Митровици и Бачкој Паланци.

Табела 1: Структура узорка родитеља према узрасту деце и деце према полу

		Пол		Укупно	
		Мушки	Женски		
Узраст	4	Фрек.	103	82	185
		Хор. %	55.7%	44.3%	
		Вер. %	17.9%	16.7%	17.4%
	5	Фрек.	125	102	227
		Хор. %	55.1%	44.9%	
		Вер. %	21.7%	20.8%	21.3%
	6	Фрек.	189	172	361
		Хор. %	52.4%	47.6%	
		Вер. %	32.9%	35.1%	33.9%
	7	Фрек.	158	134	292
		Хор. %	54.1%	45.9%	
		Вер. %	27.5%	27.3%	27.4%
Укупно		Фрек.	575	490	1065
		Хор. %	54.0%	46.0%	

У пилот истраживању показало се да је тешко добити за исто дете одговор оца и мајке. Разлози су били разноврсни: неко од родитеља је умро, разведени су, не живе заједно, један родитељ је привремено одсутан, сматрају да не треба посебно да испуњавају анкету за »исту ствар о њиховом детету« и слично. Због тога су родитељи код куће заједно давали одговоре на индикаторе аберантног понашања своје деце. У једном од наредних истраживања аутори желе да провере да ли постоји значајна разлика у давању одговора између оца и мајке или она, у маси одговора, статистички није значајна. Сви родитељи су имали завршену осмогодишњу, а већина њих је завршила четворогодишњу стручну школу и факултете. Највише је било породица са двоје и једним дететом.

Списак индикатора аберантног понашања, односно ајтема у упитнику, дат је у Табели 2, скупа са скраћеним називима ајтема који ће касније бити коришћени у табелама. Већ по избору индикатора и формулацији ајтема види се да је упитник намењен родитељима (или старатељима), односно некоме ко стално живи са дететом. Родитељи су у најбољој позицији да добро познају своје дете с обзиром да проводе највише времена с њим и да могу да прате његов развој. Међутим, ако се подсетимо неких главних проблема процењивања: благости, грешке централне тенденције или процењивачког усмерења, разумно је претпоставити да се на родитеље, као процењиваче, не можемо у потпуности ослонити. Независно од проблематике процењивачког суђења, родитељи већином не поседују довољну стручност да би проценили да ли се за неко понашање њиховог детета уопште може рећи да је аберантно и да ли је присутно »понекад« или »често«.

Табела 2: Индикатори аберантног понашања предшколске деце

Број	Индикатор	Код
1	Родитељи морају да га терају да једе	ПЈЕДЕ
2	Из сна га буде ружни снови	ПСНОВИ
3	Понаша се агресивно	ПАГРЕС
4	Живахно је	ПЖИВАХНО
5	Има обичај да гризе нокте	ПНОКТИ
6	Догоди му се да се помокри у кревет	ПМОКРИ
7	Непослушно је	ПНЕПОСЛУ
8	Свађа се са другом децом	ПСВАЂА
9	Потуче се с друговима	ППОТУЧЕ
10	Превише је плачљиво	ППЛАЧЉИ
11	Прилично је плашљиво	ППЛАШЉИ

12	Превише је повучено у себе	ППОВУЧЕН
13	Боји се мрака	ПМРАК
14	Боји се паса	ППАСА
15	Мучи животиње	ПМУЧИЖИВ
16	Прилично је неповерљиво	ПНЕПОВЕР
17	Лако се збуни кад нешто треба да уради	ПЗБУНИ
18	Прилично је неспретно	ПНЕСПРЕТ
19	Прилично је својеглаво	ПСВОЈЕГЛ
20	Воли да лаже	ПЛАЖЕ
21	Отима играчке од друге деце	ПОТИМА
22	Друга деца га избегавају	ПИЗБЕГАВ
23	Превише је размажено	ПРАЗМАЖЕ
24	Мења расположење без неког видљивог разлога	ПРАСПОЛО
25	Прилично је тврдоглаво	ПТВРДОГЛ
26	Прилично је неуредно	ПНЕУРЕДА
27	Јако се љути ако не добије оно што жели	ПЉУТИ
28	Догодило се да је нешто узело без дозволе	ПУЗЕО
29	Замуцкује	ПЗАМУЦКУ
30	Превише је стидљиво	ПСТИДЉИ
31	Кад је љуто виче и баца ствари око себе	ПБАЦА
32	Покушава да плачем изнуди оно што жели	ППЛАЧЕМ
33	Десило се да каже да га нико не воли	ПНЕВОЛИ
34	Догађа се да поквари или разбије своје играчке	ПРАЗБИЈЕ
35	Сувише је осетљиво	ПОСЕТЉИ
36	Догађа се да у говору побрка редослед речи	ПРЕДОСЛЕ

Прва евалуација овог упитника, на узорку деце старости од 4 до 11 година (Фајгељ и Бала, 2006), показала је да већина ајтема има добра мерна својства и да упитник у целини поседује добру поузданост. Поново смо оценили мерна својства ајтема и теста на узорку предшколске деце, под Рашовим моделом мерења, помоћу програма Винстепс (Linacre, 2002). При тумачењу резултата треба имати у виду да су сви ајтеми скоровани са: 1 = »Не« до 5 = »Веома често«. За оцену параметара у програму Винстепс одабрали смо модел степенованог оцењивања Рајта и Мастерса. По овом моделу се за сваки ајтем Раш-Терстонови прагови одређују независно, што се чинило примеренијим јер наши ајтеми (тј. поремећена понашања) очигледно нису исте тежине (субјективне и објективне). Теоријски гледано, слобода да свака скала процене има свој скуп прагова, изгледа као предност. Међутим, извештаји из праксе не дају јасну предност ни овом моделу, ни Андрићевом моделу који се заснива на истом скупу прагова код свих ајтема. Неки аутори мисле да на

нивоу ајтема, Рајт-Мастерс модел можда даје боље резултате, али да је на нивоу оцењивања особине узорка испитаника бољи Андрићев модел. Исто тако, гледано теоријски, сви модели теорије ајтемског одговора (ТАО) почивају на претпоставци латентне црте, што је у колизији са емергентним карактером аберантног понашања. Но, као што ће се видети, ни једно од оцењених мерних својстава скале и ставки не указује на то да је примењен погрешан модел, нити на то указују расположиви показатељи фитовања.

Посебно смо обрадили и проблем полних и узрасних разлика, са становишта диференцијалног функционисања ајтема (DIF). Претходна студија димензионалности је оставила неодговореним питање да ли се упитник може третирати као једнодимензионалан, и у том смислу, да ли се може користити сумациони скор као показатељ аберантног понашања, или ајтеми у упитнику покривају два, првенствено три, типа аберантног понашања. Зато смо у овом раду посветили додатну пажњу анализи димензионалности, овог пута на узорку млађе деце, користећи мање-више стандардан факторско-аналитички поступак. С обзиром на чињеницу да је узорак деце којим смо располагали био довољно велик, искористили смо технику поделе узорка за унакрсну валидацију факторске структуре примењене скале.

Резултати

У табели 3 приказани су основни резултати Рашове ајтем анализе. Најлакши ајтем је »тврдоглавост« (родитељи га најчешће бирају), а најтежи »мучи животиње« (родитељи га најређе бирају). Варијабилност ајтемских тежина (стандардна девијација сировог ајтемског скорa) је нешто виша од очекиване (логит 0.56), али врло пригушен misfit показује да у њој постоје неки систематски склопови. Дискриминативност ајтема је у целини врло добра. Скрећемо пажњу на ајтем »мокри у кревет«, који је нешто тежи, али не превише ($\delta=0.57$), и који је сасвим у складу са стохастичким Рашовим моделом (misfit око 1), али има најнижу дискриминативност. Разложна претпоставка би била да се ради о томе да »мокрење у кревет« није последица психичких или васпитних проблема (били они психоаналитички тумачени, или на неки други начин), него пре физиолошких, и да у том смислу не коинцидира са другим врстама аберантног понашања. Друга најнижа дискриминативност (ајтем »мучи животиње«) вероватно је последица рестрикције опсега, јер је тај ајтем најтежи у скали.

Табела 3: Мерна својства ајтема

Ајтем	Сирови скор	N	Тежина δ	S.G.	Infit MnSq	Outfit MnSq	Дискр.
ПЈЕДЕ	2912	1162	-0.74	0.03	1.27	1.35	0.32
ПСНОВИ	1861	1162	0.45	0.04	1.04	1.06	0.29
ПАГРЕС	2089	1157	0.15	0.04	0.87	0.83	0.50
ПЖИВАХНО	3433	1155	-1.05	0.03	1.26	1.35	0.37
ПНОКТИ	1702	1157	-0.10	0.03	1.25	1.83	0.20
ПМОКРИ	1452	1161	0.57	0.05	1.14	1.51	0.14
ПНЕПОСЛУ	2479	1159	-0.28	0.03	0.81	0.79	0.59
ПСВАЂА	2068	1160	0.24	0.04	0.89	0.86	0.47
ППОТУЧЕ	1616	1162	0.57	0.05	0.96	0.91	0.33
ППЛАШЉИ	2111	1162	0.11	0.03	1.00	0.96	0.40
ППЛАЧЉИ	2224	1157	-0.05	0.03	0.94	0.91	0.47
ППОВУЧЕН	1612	1160	0.40	0.04	1.02	0.99	0.31
ПМРАК	2208	1163	-0.30	0.03	1.12	1.18	0.35
ППАСА	2314	1162	-0.45	0.03	1.41	1.94	0.20
ПМУЧИЖИВ	1215	1160	1.04	0.11	0.99	0.82	0.16
ПНЕПОВЕР	1663	1159	0.65	0.04	1.01	1.07	0.30
ПЗБУНИ	1917	1163	0.32	0.04	1.01	0.99	0.35
ПНЕСПРЕТ	1786	1161	0.44	0.04	1.01	1.00	0.34
ПСВОЈЕГЛ	3419	1160	-1.07	0.03	0.85	0.85	0.61
ПЛАЖЕ	1913	1163	0.31	0.04	0.98	0.94	0.38
ПОТИМА	1991	1162	0.42	0.04	0.95	0.91	0.41
ПИЗБЕГАВ	1295	1161	0.99	0.07	0.93	0.71	0.26
ПРАЗМАЖЕ	2479	1161	-0.37	0.03	0.93	0.91	0.50
ПРАСПОЛО	1767	1161	0.27	0.04	0.88	0.77	0.45
ПТВРДОГЛ	3426	1159	-1.09	0.03	0.84	0.84	0.61
ПНЕУРЕДА	1791	1160	0.14	0.04	1.04	1.08	0.33
ПЉУТИ	3070	1161	-0.85	0.03	0.78	0.77	0.64
ПУЗЕО	2225	1160	0.22	0.04	0.92	0.91	0.46
ПЗАМУЦКУ	1449	1162	0.51	0.05	1.06	1.25	0.21
ПСТИДЉИ	2129	1162	-0.13	0.03	1.12	1.14	0.33
ПБАЦА	2081	1158	-0.08	0.03	0.87	0.81	0.50
ППЛАЧЕМ	3020	1154	-0.82	0.03	0.88	0.89	0.56
ПНЕВОЛИ	1666	1157	0.42	0.04	1.04	1.04	0.30
ПРАЗБИЈЕ	2144	1159	-0.21	0.03	1.02	1.04	0.39
ПОСЕТЉИ	3079	1160	-0.83	0.03	1.06	1.06	0.45
ПРЕДОСЛЕ	1829	1163	0.21	0.04	1.05	1.06	0.30
М	2151	1160	0.00	0.04	1.01	1.04	
SD	596	2	0.56	0.01	0.14	0.27	

Легенда

- Infit и outfit су показатељи недостатка фитовања (misfit). Висок Infit је опаснији за квалитет мерења. MnSq је једнак χ^2 статистику подељеном са бројем степени слободe. Вредност један представља савршено фитовање.
- Дискр. је Рашова верзија ајтем-тотал корелације и представља оцену дискриминативности ајтема.
- М–аритметичка средина, SD–стандардна девијација.

У табели 4 приказана су основна мерна својства теста (скеле) у целини. Види се да је аритметичка средина (М) укупног скорa врло ниска (логит је -1.21), али је варијабилност релативно увећана (њена мера је слична мери стандардне девијације ајтемских скорова, али је та сличност случајна јер се ради о потпуно различитим скоровима). Аутори програма Винстепс препоручују да се узме у обзир »реална« поузданост, као »најгори случај« и она овде износи 0.84. Сепарациона поузданост у Рашовом моделу је логички еквивалентна алфа коефицијенту, па не чуди што је овде добијена вредност која је практично једнака поузданости која је на узорку деце од 4 до 11 година оцењена коефицијентом α . Сепарациони однос може се интерпретирати тако да је стандардна девијација скорa 2.26 пута већа од стандардне грешке. Из резимеа мерних својстава укупног скорa искључен је један испитаник који је имао нулти скор (у Рашовом моделу се мере таквих испитаника не могу израчунати, па се они искључују). Осим тога, постојало је око 0.3% испуштених вредности, што је све довело до тога да је аритметичка средина укупног скорa израчуната из »35.9« ајтема.

Табела 4: Мерна својства теста

	Сирови скор	N	Мера	S.G. процене	Infit		Outfit	
					MnSq	Z	MnSq	Z
М	66.5	35.9	-1.21	0.20	1.02	-0.1	1.04	-0.1
СД	14.3	0.5	0.57	0.06	0.37	1.3	0.50	1.1
Макс.	136.0	36.0	0.71	0.96	2.78	5.0	5.15	5.9
Мин.	37.0	29.0	-4.14	0.16	0.25	-4.7	0.24	-3.6
Реална RMSE=0.23 Кор.SD=0.52 Сепарација=2.26					Поузданост=0.84			
Моделска RMSE=0.21 Кор.SD=0.53 Сепарација=2.47					Поузданост=0.86			
S.G. M=0.02								

Легенда

- RMSE је просечна стандардна грешка свих испитаника (израчуната као корен из суме квадрата – root mean square). Реална RMSE је једна врта горње границе, а моделска RMSE доње границе укупне стандардне грешке.

- Кор. SD је оцена »праве« стандардне девијације, израчуната као разлика добијене стандардне девијације и RMSE.
- Сепарација је (Кор. SD)/(RMSE) и оцена је прецизности мерења.
- Z је стандардни скор за одређивање значајности misfitа.

На крају, приказаћемо и један од дијаграма који је карактеристичан за Рашов модел, упоредну мапу испитаника и ајтема. У њему је прегледно дата тежина појединих ајтема и дистрибуција Рашових мера за испитанике. Дистрибуција мера испитаника је негативно асиметрична, а види се и њена повећана варијабилност (тачкице су у распону од -5 до скоро 1 логит). Са »М« је означен просек једне и друге дистрибуције, са »S« једна стандардна девијација, а са »Т« две стандардне девијације (сваки '#' представља 12 испитаника). Оно што је посебно уочљиво је то да су ајтеми много »тежи« него испитаници, за више од две стандардне девијације. То једноставно значи да је у овом узорку било присутно врло мало аберантног понашања (на основу родитељских процена).

Пример дијаграма карактеристичног за Рашов модел

```
ISPITANICI AJTEMI
<Viša mera>|<"Teški">
1 + PIZBEGAV PMUČIŽIV
|
. | PNEPOVER
|S PMOKRI PPOTUČE PZAMUCKU
. | PNESPRET PNEVOLI POTIMA PPOVUČEN PSNOVI
| PLAŽE PRASPOLO PSVAĐA PUZEO PZBUNI
. | PAGRES PNEUREDA PPLAŠI PREDOSLE
0 . +M PPLAČLJI
. T| PBACA PNOKTI PRAZBIJE PSTIDLJI
.## | PMRAK PNEPOSJU
#### | PPASA PRAZMAŽE
##### S|S
##### | PJEDE
##### | PLJUTI POSETLJI PPLAČEM
-1 .##### + PSVOJEGL PŽIVAHNO
##### M|T PTVRDOGL
##### |
##### |
##### |
### S|
##### |
-2 .### +
.# |
.## T|
. |
                                     (razmak)
-5 . +
<Manja mera>|<"Laki">
```

Следеће што нас је занимало је да ли постоји диференцијално функционисање ајтема (differential item functioning – DIF) у скали у односу на групе по полу и узрасту. Начин на који се DIF израчунава у програму Винстепс је следећи. Прво се одреде мере свих ајтема на укупном узорку. Затим се одреде мере ајтема на подузorcима, али тако да су усидрене на

мерама из укупног узорка и израчуна се разлика у односу на укупан узорак (DIF разлика). Разлика ове две разлике је »log odds« процена и еквивалентна је Мантел-Хенселовом статистику. t статистик који је приказан у табели има бесконачан број степени слободe, што значи, заправо, да није ништа друго до стандардни скор (Linacre & Wright, 1987), па се може користити за оцену значајности Мантел-Хенселовог статистика. Треба напоменути да је овакав поступак тек један покушај да се идентификује и квантификује DIF, и то најпростији облик DIF-а, униформни, а да је DIF, односно пристрасност теста, знатно комплексније питање.

Из табеле 5 види се да висок DIF (значајан на нивоу 0.05), у односу на пол, постоји код приличног броја ајтема. При томе, позитивне вредности t статистика означавају виши просек код девојчица, а негативне код дечака. Дакле, родитељи за своје ћерке знатно чешће кажу да се боје паса и грицкају нокте, а за синове да разбијају играчке и да се туку. Укратко, тврдоглавост и плачљивост је оно на што су родитељи склони да се пожале када су у питању кћери, а агресивност, туча и разбијање, када су у питању синови.

Табела 5: Диференцијално функционисање ајтема по полу
(само ајтеми са највишим DIF-ом)

Ајтем	Узорак	DIF разлика	Узорак	DIF разлика	DIF	S.G.	t
ПРАЗБИЈЕ	М	-0.23	Ж	0.35	-0.58	0.07	-8.64
ППОТУЦЕ	М	-0.23	Ж	0.38	-0.62	0.10	-6.02
ПАГРЕС	М	-0.18	Ж	0.23	-0.41	0.07	-5.51
ПБАЦА	М	-0.11	Ж	0.14	-0.25	0.07	-3.80
ПЖИВАХНО	М	-0.09	Ж	0.10	-0.20	0.05	-3.79
ПРЕДОСЛЕ	М	-0.11	Ж	0.14	-0.25	0.08	-3.24
ПМУЧИЖИВ	М	-0.19	Ж	0.46	-0.65	0.28	-2.35
ПЗАМУЦКУ	М	-0.09	Ж	0.14	-0.24	0.10	-2.32
ПЉУТИ	М	-0.06	Ж	0.07	-0.13	0.06	-2.27
ПМОКРИ	М	-0.09	Ж	0.12	-0.21	0.10	-2.01
ПНЕПОВЕР	М	0.09	Ж	-0.11	0.21	0.08	2.51
ППОВУЧЕН	М	0.10	Ж	-0.11	0.21	0.08	2.63
ПСВОЈЕГЛ	М	0.07	Ж	-0.09	0.16	0.05	2.91
ППЛАЧЉЈИ	М	0.09	Ж	-0.10	0.19	0.06	3.02
ПНЕВОЛИ	М	0.12	Ж	-0.14	0.27	0.08	3.35
ПТВРДОГЛ	М	0.10	Ж	-0.12	0.23	0.06	4.07
ПНОКТИ	М	0.14	Ж	-0.15	0.30	0.06	4.60
ППАСА	М	0.15	Ж	-0.17	0.32	0.05	6.16

Табела са ајтемима који поседују значајно диференцијално функционисање у односу на узраст је превелика да би овде била приказана *in extenso*. Зато смо издвојили само оне ајтеме који су имали бар један значајан DIF, а међу њима само оне групе на којима је DIF био највећи и

результате приказали у Табели 6. На пример, родитељи се на изноуђивање ствари плачем и на узимање ствари без дозволе жале код седмогодишњака знатно чешће него код четворогодишњака. Насупрот томе, родитељи четворогодишњака се знатно чешће жале на грицкање ноктију и неуредност. Занимљив је DIF код ајтема плашљивост и стидљивост, које родитељи чешће примећују код млађе него код старије деце. Међутим, бацање ствари, својеглавошћу и мокрење у кревет, родитељи чешће примећују код старије деце. Код ових пет ајтема је DIF супротан у односу на већину других ајтема, када се гледа узраст на коме се чешће јављају, а највећа разлика код њих је између четврте и шесте године.

Табела 6: Диференцијално функционисање ајтема у односу на узраст (само ајтеми са највишим DIF-ом)

Ајтем	Узорак (године)	DIF разлика	Узорак (године)	DIF разлика	DIF	S.G.	<i>t</i>
ППЛАЧЕМ	4	-0.30	7	0.22	-0.52	0,09	-5,79
ПУЗЕО	4	-0.25	7	0.25	-0.51	0.11	-4.44
ПРЕДОСЛЕ	4	-0.22	7	0.11	-0.33	0,11	-2.94
ПРАЗБИЈЕ	4	-0.09	7	0.18	-0.27	0,10	-2.78
ППЛАЧЉИ	6	-0.07	4	0.19	-0.27	0,10	-2.77
ПСТИДЉИ	6	-0.06	4	0.19	-0.25	0,09	-2.75
ПТВРДОГЛ	4	-0.18	7	0.04	-0.22	0,09	-2.53
ПНЕПОСЛУ	4	-0.14	7	0.09	-0.23	0,09	-2.46
ПЉУТИ	4	-0.13	7	0.07	-0.20	0,09	-2.32
ПОСЕТЉИ	4	0.07	7	-0.10	0.17	0,08	2,03
ПНЕСПРЕТ	4	0.23	7	-0.06	0.29	0,12	2,49
ППАСА	4	0.13	7	-0.07	0.21	0,08	2,56
ПМРАК	4	0.13	7	-0.10	0.23	0,09	2,62
ПБАЦА	6	0.11	4	-0.20	0.31	0,09	3,42
ПСВОЈЕГЛ	6	0.07	4	-0.23	0.29	0,08	3,54
ПМОКРИ	6	0.13	4	-0.35	0.48	0,13	3,82
ПНЕВОЛИ	4	0.28	7	-0.21	0.49	0,13	3,87
ПЗБУНИ	4	0.31	7	-0.19	0.50	0,12	4,20
ПНЕУРЕДА	4	0.30	7	-0.22	0.52	0,11	4,58
ПНОКТИ	4	0.46	7	-0.20	0.66	0,12	5,52

У табелама 7 и 8 приказани су резултати факторске анализе скале. За иницијалну екстракцију је послужила метода максималне веродостојности (maximum likelihood), а за ротацију метода промакс (promax). Одлучили смо се да задржимо три фактора на основу више претходних факторских анализа, које смо спровели на овом и на већем узорку родитеља. Укратко, решење са три фактора је најчешће било најинтерпретабилније. У табели 7 дате су матрице структуре и у последњем реду сума квадрата оптерећења (дужина фактора). Масним словима означили смо по пет највиших корелација у свакој колони. У табели 8 су матрице ин-

терфакторских корелација. У табелама су приказани резултати за укупан узорак и посебно за дечаке и девојчице.

Колоне за укупан узорак смо мало реаранжирали. Наиме, на укупном узорку је дошло до мале пертурбације варијанси другог и трећег фактора, па смо им ради прегледности изменили места. Види се да су први и други фактори на свим узорцима једнаки, док трећи показује извесне варијације. Интерфакторске корелације на свим узорцима имају исти поредак, али нису сасвим идентичне. Убедљиво највишу корелацију имају први и трећи фактор. Први фактор нас неодроживо подсећа, имајући у виду ајтема »љути се ако не добије што жели« и »плачем изноћује ствари«, на *размаженост*. Постоји, додуше, засебан ајтем који се односи на размаженост, који има високу корелацију са првим фактором, али не међу првих пет. Други фактор је *стидљивост*. Трећи фактор је *сваћалаштво*, које код дечака има агресивну компоненту, док код девојчица има непослушно-тврдоглаву компоненту (можда би се могло говорити о разлици активне и пасивне агресивности).

Трећи фактор на укупном узорку има исту структуру као и на подзорку дечака, а при томе је још и добио на значају (објашњеној варијанси). Дечака има нешто више у узорку, али занемарљиво више, тако да то не може бити разлог да овај фактор добије »мушки идентитет«, него разлог треба тражити негде другде.

Ако би се задржала само два фактора, у први фактор би ушла већина ајтема са садашњег првог и трећег фактора, а други фактор би био отприлике исти као у трофакторском решењу. Међутим, у првом фактору двофакторског решења био би маскиран допринос ајтема »свађа«, »туча« и »агресивност«, посебно код дечака. На њиховом доприносу за-снима се разлика првог и трећег фактора у трофакторском решењу, као и трећих фактора на узорку дечака и девојчица.

Табела 7: Факторска структура скале по полу (корелације)

Ајтем	Укупно			Дечаци			Девојчице		
	1	3	2	1	2	3	1	2	3
ПЈЕДЕ	.230	.170	.136	0.285	0.254	0.140	0.163		0,107
ПСНОВИ	.180	.192	.203	0.198	0.219	0.168	0.171	0.172	0,190
ПАГРЕС	.449	.193	.619	0.467	0.213	0.641	0.470	0.193	0,487
ПЖИВАХНО	.361		.395	0.349		0.363	0.338	-0.123	0,447
ПНОКТИ		.167	.110	0.123	0.203	0.127		0.139	0,135
ПМОКРИ							0.131		0,107
ПНЕПОСЛУ	.639	.133	.602	0.614	0.219	0.590	0.649		0,633
ПСВАЂА	.393	.127	.692	0.355	0.176	0.741	0.408	0.109	0,722
ППОТУЧЕ	.242		.616	0.236		0.673	0.267		0,492
ППЛАШЉИ	.179	.645		0.269	0.661		0.111	0.618	

ППЛАЧЉИ	.381	.426	.226	0.393	0.432	0.258	0.386	0.412	0,162
ППОВУЧЕН	.117	.657		0.116	0.608		0.140	0.721	
ПМРАК	.230	.353	.131	0.315	0.396	0.119	0.157	0.299	
ППАСА	.106	.203		0.154	0.194			0.215	
ПМУЧИЖИВ	.164		.209	0.185	0.117	0.242	0.142		
ПНЕПОВЕР	.185	.403	.152	0.241	0.396	0.159	0.124	0.429	0,159
ПЗБУНИ	.129	.512	.208	0.205	0.522	0.253		0.504	
ПНЕСПРЕТ	.184	.413	.252	0.226	0.462	0.251	0.140	0.358	0,194
ПСВОЈЕГЛ	.743	.114	.460	0.743	0.171	0.441	0.689		0,553
ПЛАЖЕ	.360	.105	.386	0.336	0.124	0.355	0.377		0,431
ПОТИМА	.389		.532	0.379	0.106	0.533	0.396		0,541
ПИЗБЕГАН	.185	.257	.329	0.203	0.250	0.331	0.163	0.289	0,327
ПРАЗМАЖЕ	.563	.270	.275	0.560	0.342	0.244	0.576	0.181	0,263
ПРАСПОЛО	.415	.338	.397	0.410	0.391	0.401	0.435	0.284	0,363
ПТВРДОГЛ	.745	.173	.412	0.759	0.215	0.370	0.680	0.136	0,531
ПНЕУРЕДА	.268	.168	.325	0.261	0.235	0.297	0.291		0,302
ПЉУТИ	.744	.226	.483	0.772	0.286	0.468	0.765	0.150	0,401
ПУЗЕО	.433	.144	.471	0.467	0.188	0.466	0.399	0.105	0,447
ПЗАМУЦКУ		.256	.195		0.302	0.192		0.208	
ПСТИДЉИ	.116	.705		0.142	0.684		0.113	0.725	-0,119
ПБАЦА	.539	.213	.455	0.558	0.255	0.436	0.560	0.163	0,365
ППЛАЧЕМ	.653	.217	.337	0.650	0.289	0.322	0.701	0.125	0,300
ПНЕВОЛИ	.245	.171	.215	0.242	0.208	0.238	0.259	0.134	0,202
ПРАЗБИЈЕ	.322		.455	0.384	0.148	0.407	0.289		0,404
ПОСЕТЉИ	.279	.535		0.308	0.507		0.242	0.562	
ПРЕДОСЛЕ	.145	.256	.249	0.153	0.290	0.222	0.162	0.222	0,181
Σa ²	5.144	3.425	4.492	5.466	3.846	4.469	5.012	3.164	4,104

Коначно, поштовали смо и тренд који је данас присутан у радовима овог типа, а назива се унакрсна валидација (cross validation). Теорија унакрсне валидације је прилично тешка статистичка дисциплина, а пракса је веома шаренолика. Унакрсна валидација се, у принципу, заснива на коришћењу једног узорка за испитивање генерализабилности неког статистичког модела (Plutowski, 1996). Најједноставнији метод унакрсне валидације је подела узорка (split sample), која се још назива »холдаут« (hold out) методом, или методом тестног скупа. По тој методи постојећи се узорак подели на два подскупа, скуп за тренинг и валидациони или тестни скуп. За валидациони скуп се обично оставља 30% случајева. Онда се модел »обучи« на скупу за тренинг, па се провери да ли функционише на валидационом скупу. На пример, ако се ради о регресионом моделу, бета коефицијенти се израчунају на скупу за тренинг, па се примене на тестном скупу. На основу неког показатеља грешке, у овом случају грешке предикције, оцени се да ли је тај модел генерализабилан, или је бољи неки други модел.

»Холдаут« метода је задовољавајућа ако располажемо довољно великим узорком, а ми располажемо, па смо се из тог разлога и из разлога

једноставности, определили за њу. Циљ нам је био да унакрсно валидирамо трофакторско решење наше скале аберантног понашања. На основу генератора псеудослучајних бројева, одабрали смо 700 испитаника у скуп за тренинг, а 365 у тестни скуп. На скупу за тренинг урадили смо факторску анализу у конфигурацији »максимална веродостојност + промакс + три фактора«. Сачували смо факторске скорове и факторске коефицијенте. Факторски коефицијенти су логички еквивалентни регресионим коефицијентима, па смо их применили на ајтемима скале из тестног скупа, те тако добили факторске скорове тестног скупа.

Табела 8: Корелације међу факторима на укупном узорку и по узорцима дечака и девојчица

Фактор	Укупно			Дечаци			Девојчице		
	1	3	2	1	2	3	1	2	3
1	1.000	.284	.576	1.000	0.371	0.536	1.000	0.223	0,579
2	.576	.163	1.000	0.371	1.000	0.194	0.223	1.000	0,071
3	.284	1.000	.163	0.536	0.194	1.000	0.579	0.071	1,000

Остало је још да проверимо да ли су факторски скорови из оба скупа једнаки. Најједноставнија техника је била да израчунамо корелације изворних варијабли и факторских скорова, које су у оквиру неодређености факторских скорова једнаке структурним факторским коефицијентима. Након тога смо једноставно израчунали корелације између структурних коефицијената одговарајућих фактора на оба скупа (N=36) и добили следеће резултате: 0.97, 0.96 и 0.97. Другим речима, када се факторска структура скале у тестном скупу реконструисала на основу факторске структуре тренинг скупа, оне су биле веома сличне, готово идентичне. С обзиром на једноставност нацрта унакрсне валидације, не можемо дискутовати о проблему »оверфитовања« или поређењу различитих модела, али можемо отклонити могућу сумњу у узорачку нестабилност трофакторског решења.

Закључак

Евалуација скале, коју смо обавили на родитељима предшколске деце, сугерише сличне закључке до којих смо дошли евалуацијом на већем узорку, од 4 до 11 година (Фајгел и Бала, 2006). Извесне разлике су очекиване с обзиром на узрастну специфичност неких од индикатора аберантног понашања. Дилема која је покренута у претходном раду, а

односи се на проблем конгенеричности емергентног скупа варијабли (Фајгел, 2005; Smith, 1997), није решена ни у овом раду. Модел мерења који смо овде применили, Рашов, а који се одлучно базира на претпоставци конгенеричности, потпуно је саобразан подацима (фитује их). Међутим, на основу факторске анализе можемо да закључимо да постоје најмање две фацете аберантног понашања, а са *три* се добијају најинтерпретабилнији резултати.

Као прво, аберантно понашање код деце, на основу изјава њихових родитеља, веома је ретко (тежина ајтема је преко две стандардне девијације изнад просека испитаника). Показали смо да постоји полна и узрастна специфичност родитељских процена аберантног понашања. Да бисмо то утврдили, анализирали смо диференцијално функционисање ајтема. Родитељи се на синове жале у погледу агресивности, туче и разбијања играчака, а на тврдоглавост и плачљивост када су у питању кћери. Што се тиче узрастних разлика, оне су знатно бројније и не могу се укратко препричати. Углавном, највеће су разлике између најмлађе и најстарије деце (4 и 7 година), осим код извесног броја ајтема, где су разлике највеће између 4. и 6. године. У првом случају, на пример, најмлађи више грицкају нокте и неуредни су, док најстарији изнуђују ствари плачем и узимају ствари без дозволе. У другом случају, на пример, плашљивост и стидљивост су чешћи код деце од четири него од шест година, док шестогодишњаци више бацају ствари, својеглави су и чешће мокре у кревет.

Занимљиво је да се ове полне специфичности не могу закључити из факторске анализе. Фактори дечака и девојчица су врло слични, једино трећи фактор упућује на то да девојчице нагињу ка пасивној агресивности. Треба стално имати у виду да се овде ради о родитељским проценама понашања њихове деце.

Практична примена сваког теста, па и овог, зависи добрим делом од погодног скоровања и одговарајућих норми. У том погледу се може констатовати следеће. С обзиром на то да је формат ставки Ликертов, а Ликертова скала је сумациона, најприроднији укупни скор је баш сумациони. Ако се постави питање о могућим подскалама, анализа диференцијалног функционисања ајтема указује да код неких ајтема постоје полне и узрастне разлике. Те разлике нису подржане у факторској анализи, али, овом тренутку, изгледа сасвим реално да се могу формирати подскеле по полу и узрасту, или се одговарајући ајтеми могу другачије пондерисати. Још већи практични значај имао би неки гранични скор, који би одвајао просечну од девијантне деце. Ни у овом ни у претходном раду (Фајгел и Бала, 2006), нисмо на смислен начин, само у оквиру ин-

терне анализе теста, могли успоставити такву границу. Пар тешких ајтема (као, на пример, »мучи животиње« и »избегавају га друга деца«) могли би послужити као маркер или стоп ајтеми. Оваква практична разматрања подржавају закључак да у тесту нема ајтема које би требало одбацити – укључујући врло тешке, као и полно и узрасно пристрасне ајтеме коришћених скала.

Коначно, унакрсном валидацијом демонстрирали смо узорачку стабилност факторског решења које смо применили, што додаје тежину нашем закључку о томе које су главне родитељске муке са аберантним понашањем деце предшколског узраста: размаженост, стидљивост и свађалаштво.

Напомена. Чланак представља резултат рада на пројекту »Интегрални развој, физичка активност и аберантно понашање предшколске деце«, бр. 1490216 (2006-2007), чију реализацију суфинансира Министарство науке и заштите животне средине Републике Србије.

Korišćena literatura

- Bala, G., A. Hošek i K. Momirović (2003): Učestalost nekih simptoma aberantnog ponašanja dece od 4 do 7 godina, *Pedagoška stvarnost*, бр. 3–4, 294–306.
- Fajgelj, S. (2005): *Psihometrija – metod i teorija psihološkog merenja*. Beograd: CPP.
- Fajgelj, S. i G. Bala (2006): Evaluacija upitnika za aberantno ponašanje kod dece, *Tehnički izveštaj*. Novi Sad: Fakultet sporta i fizičkog vaspitanja.
- Linacre, J. M. & B. D. Wright (1987): *Item bias: Mantel-Haenszel and the Rasch model*. Memorandum No. 39. MESA Psychometric Laboratory, University of Chicago (dostupno na: <http://www.rasch.org>).
- Linacre, J. M. (2002): *A user's guide to WINSTEPS & MINISTEP, Rasch-model computer programs*. Chicago (dostupno i na: <http://www.rasch.org>).
- Hošek, A., K. Momirović i G. Bala (2003): Latentna struktura nekih simptoma aberantnog ponašanja dece od 4 do 7 godina, *Pedagoška stvarnost*, бр. 5–6, 477–488.
- Momirović, K., G. Bala i A. Hošek (2002): Taksonomska struktura nekih simptoma aberantnog ponašanja dece od 4 do 7 godina; u K. Momirović i D. A. Popović (prir.): *Psihopatija i kriminal* (125–142). Leposavić: Univerzitet u Prištini, Centar za multidisciplinarna istraživanja Fakulteta za fizičku kulturu.
- Plutowski, M. (1996): *Survey: cross-validation in theory and in practice*. Princeton, New Jersey: Department of Computational Science Research, David Sarnoff Research Center.
- Smith, L. (1997): Measurement theory – supplementary notes, <http://www.hlth.curtin.edu.au/psych/units/04686/measadd.htm> (cit 6.9.2000).

Примљено 01.03.2007; прихваћено за штампу 29.05.2007.

Stanislav Fajgelj and Gustav Bala
 ABERRANT BEHAVIOUR OF PRESCHOOL CHILDREN:
 EVALUATION OF QUESTIONNAIRE

Abstract

In the study metric characteristics of children aberrant behaviour questionnaire were analysed. The analysis was performed on the sample of 1.165 children, aged 4-7, in preschool institutions in several towns of Vojvodina. The questionnaire contained 36 items of the Likert-type scale and was filled in by one parent of each child. The authors examined main metric characteristics of the complete questionnaire, as well as individual items under the Rasche's measurement model. Generally, parents seldom notice aberrant behaviour in their children. Most frequently they notice stubbornness, while very rarely torturing of animals. The item discrimination, on the whole, was found satisfying. The reliability of the questionnaire is 0.84., and all indicators of misfit are within satisfactory ranges. According to differential functioning of the items, the authors found gender and age specificities of parents' evaluation of aberrant behaviour of their children. Parents often notice stubbornness and mouldiness in girls, and aggression in boys. According to the parent's observations, younger children are characterized by nail nibbling, ticklishness, and fearfulness, whereas older children show a tendency to force their way by crying, waywardness and bed-wetting. By means of factor analysis of the items, three principal facets of aberrant behaviour were determined: overindulgence, shyness and quarrelsomeness. Cross validation (hold out) showed that these three facets were robust in relation to the selection of the sample.

Key words: aberrant behaviour, Rasch's model, differential functioning of items, cross validation.

Stanislav Fajgelj i Gustav Bala
 ABERRACII V POVEDENII DETEJ DO {KOLXNOGO VOZRATA:
 >VALXVACI} VOPROSNIKA

Резюме

Analiziruyts] izmeritelxne osobnosti voprosnika ob aberrantnom povedenii u detej. Issledovaniem ohva~eno 1.165 detej, vozrasta 4-7 let, prebivav[ih v detskih do[kolxnwh u-re`deni]h v r]de bolx[ih i malenxkih gorodov Voevodinw. Voprosnik soder`al 36 punktov po [kale Likerta, ego zapoln]l odin iz roditelej. Nami bwli opredelenw osnovnwe izmeritelxne svojstva [kalw v celom, i otdelxnwh ajtem po izmeritelxnoj modeli Ra[a. V celom, roditeli redko zame~ajt aberrantnoe povedenie u svojih detej. ^to kasaets] otdelxnwh vne[nih priznakov ~a\`e vsego pro]vl]ets] upr]mostx, a redko - mu~enie `ivotnwh. Diskriminaci] punktov v celom udovletvoritelxna. Nade`nostx [kalw - 0.84, a vse ukazateli misfita nahod]ts] v priemlemwh granicah. Na osnovanii differencialxnogo funkcionirovani] ajtema obnaru`eno nali~ie polovoj i vozrastnoj specifi~nosti roditelxskoj ocenki aberrantnogo povedeni] detej. U devo~ek roditeli ~a\`e zame~ajt upr]mstvo i plaksivostx, a u malx~ikov - agressivnostx. U

mlad[ih detej roditeli zame~ayt kogda rebenok grwzet nogti, ego neakkuratnostx i puglivostx, a u star[ih - vwnu`denie ve\ej pla~em, upr]mstvo, kogda rebenok mo~its] v postelx. Na osnovanii faktornogo analiza obnaru`eno, ~to dannwe najlu~[im obrazom ukazwvayt na 3 glavnh falxceta aberrantnogo povedeni]: izbalovannostx, zasten-ivostx i vzdornostx. Perekrestnoj validaciej (hoki out) proverena stabilxnostx dan-nogo analiza i pokazano, ~to <ti 3 falxceta krepkie, po otno[eniy k vwboru obrasca.

Ключевые слова: aberrantnoe povedenie, modelx Ra[a, differenci-alxnoe funkcionirovanie, ajtema, perekrestna] validaci].