Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology, Vol. 15, No. 3, Fall 2009, 231-241

مقاله پژوهشی اصیل
Original Article

ویژگی‌های روان‌سنجی پرسش‌نامه توانایی‌ها و مشکلات در نمونه کودکان ایرانی

فاطمه قره‌باغی[1]، دکتر مریم آگیلار- وفایی[2]

Psychometric Properties of Persian Parent and Teacher Versions of the Strengths and Difficulties Questionnaire in a Sample of Iranian Children

Fatemeh Gharehbaghy, Maryam Aguilar-Vafaie* [a]

چکیده

هدف: هدف این پژوهش بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی پرسش‌نامه توانایی‌ها و مشکلات در نمونه کودکان ایرانی بود. این مقیاس برای سنجش مشکلات رفتاری و عاطفی کودکان طراحی شده است. **روش:** سنجش‌های مادران و آموزگاران در مورد ۴۱۳ کودک ۱۰ تا ۱۲ ساله (۱۹۳ پسر و ۲۲۰ دختر) گردآوری و ارزیابی شدند. به‌منظور تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس، تحلیل عاملی و همسانی درونی به‌کار گرفته شد. رابطه هر یک از زیرمقیاس‌ها با جنسیت، داده‌های هنجاری برای این گروه سنی و نقاط برش نیز محاسبه شدند. **یافته‌ها:** برای همه زیرمقیاس‌ها اعتبار متوسط رو به بالا به‌دست آمد، ولی از ساختار پنج عاملی اصلی مقیاس، حمایت نشد. نتایج نشانگر روایی مناسب گزارش‌های مادران و آموزگاران در روابط میان زیرمقیاس‌ها با یک‌دیگر بود. نمره کل مشکلات پسران هم در ارزیابی‌های مادران و هم در ارزیابی‌های آموزگاران به‌طور نسبی بیش از دختران بود. **نتیجه‌گیری:** فرم فارسی این مقیاس از یک ساختار سه‌عاملی با ویژگی‌های روان‌سنجی خوب برخوردار بود. هر چند استفاده از این مقیاس در پژوهش‌های روانشناسی روی نمونه‌های کودکان ایرانی آن‌چنان مورد توجه قرار نگرفته، یافته‌های این پژوهش نشان‌دهنده ارزش معنی‌دار این مقیاس برای استفاده از آن در پژوهش‌های آتی است.

کلیدواژه: پرسش‌نامه توانایی‌ها و مشکلات؛ کودکان؛ روایی؛ روان‌سنجی

[دریافت مقاله: ۱۳۸۷/۲/۴؛ پذیرش مقاله: ۱۳۸۷/۵/۱۵]

Abstract

Objectives: The aim of the present study was to investigate the features of Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ) in a sample of Iranian children, which is a measure developed for children behavioral and affective difficulties assessment. **Method:** Ratings of teachers and mothers of about 413, ten to twelve years old children (193 boys and 220 girls) were gathered and evaluated. To assess the psychometric properties of this questionnaire, factor analysis and assessment of internal homogeneity was used. The relationships of each subscale with gender, normative data for this age group, and cut-off points were also calculated. **Results:** Moderate to high reliability was found for all subscales, however, support for the original five-factor structure of the measure was not found. Findings indicated adequate validity of mothers and teachers' reports of relationships of subscales with each other. The total difficulties score was relatively higher for boys than girls according to the evaluations of both mothers and teachers. **Conclusion:** The Persian version of this questionnaire possesses a three factor structure with good psychometric characteristics. However, the use of this questionnaire in psychological studies in samples of Iranian children has been relatively neglected. The findings of the present research point to the significant value of this questionnaire for future studies.

Key words: *Children's Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ); children; validity; psychometrics*

[Received: 23 April 2008; Accepted: 5 August 2008]

[1] کارشناس ارشد روانشناسی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، بزرگراه جلال آل احمد، دانشگاه تربیت مدرس. دورنگار: ۶۶۹۷۳۵۰۰-۲۱ (نویسنده مسئول). E-mail: fagh_1977@yahoo.com [2] دکترای علوم بوم‌شناختی انسان، دانشیار دانشگاه تربیت مدرس.

* Corresponding author: MS. in Psychology, Tarbiat Modares University, Jalale Ale Ahmad Exp.way., Tehran, Iran, IR. Fax: +9821-66973500. E-mail: fagh_1977@yahoo.com; [a] PhD. in Human Environmental Sciences, Associate Prof. of Tarbiat Modares University.

مقدمه

پرسش‌نامه توانایی‌ها و مشکلات[1] (SDQ) (گودمن[2]، ۱۹۹۷)، یک مقیاس غربال‌گری کوتاه است که به‌طور روزافزونی به‌منظور تعیین مشکلات رفتاری و عاطفی کودکان و نوجوانان استفاده شده است. این پرسش‌نامه توسط گودمن (همان‌جا) در انگلستان طراحی شد و شامل پنج زیرمقیاس است: مشکلات سلوکی[3]، بیش‌فعالی[4]، مشکلات عاطفی[5]، مشکلات با همسالان[6] و رفتار نوع‌دوستی[7]. هر کدام از این زیرمقیاس‌ها شامل پنج ماده و نمره کامل مشکلات حاصل‌جمع نمرات چهار زیرمقیاس به‌جز مقیاس رفتار نوع‌دوستی است. فرم‌های والدین و آموزگاران این مقیاس برای کودکان و نوجوانان سه تا ۱۶ ساله به‌کار می‌رود (همان‌جا)، در حالی که فرم کودکان آن برای سنین ۱۱ تا ۱۶ ساله کاربرد دارد (گودمن، ملتزر[8] و بایلی[9]، ۲۰۰۳). این ابزار به چند دلیل، اهمیت ویژه‌ای در روانشناسی و روانپزشکی کودک دارد: ۱- یک مقیاس کوتاه با روایی و پایایی قابل‌مقایسه با فهرست رفتار کودک[10] (CBCL) (آخنباخ[11]، ۱۹۹۱) است، ۲- ترجمه این مقیاس به ۴۰ زبان مختلف (هاوس[12] و دادز[13]، ۲۰۰۴)، آن را به یک ابزار جهانی قابل‌استفاده برای هدف‌های پژوهشی، بالینی و غربال‌گری تبدیل نموده است و ۳- در سنجش‌های ملی بزرگ (ملتزر، گاتوارد[14]، کوربین[15]، گودمن و فورد[16]، ۱۹۹۹، ۲۰۰۰)، در گردآوری داده‌های سلامت روان در استرالیا [برای نمونه، مقیاس‌های پیامد سلامت ملی[17] (گوورس[18] و همکاران، ۱۹۹۹)، آموزش سنجش و پیامدهای سلامت روان[19] (هاوس و دادز، ۲۰۰۴)] و در کنار سایر مصاحبه‌های تشخیصی مانند ارزیابی رشد و بهزیستی[20] (DAWBA) (اوبل[21] و همکاران، ۲۰۰۴) و به همان نسبت در پروژه‌های پژوهشی بین‌المللی [برای نمونه، بنیاد سلامت روان[22]، ۲۰۰۲] به‌کار برده شده است. از این مقیاس در کشورهای گوناگون از جمله دانمارک (اوبل، دالسگارد[23]، استکس[24] و بیلنبرگ[25]، ۲۰۰۳)، فنلاند (کاسکلاینن[26]، سوراندر[27] و کسالجونن[28]، ۲۰۰۰)، آلمان (ونرنر[29]، فلیتلیچ- بیلیک[30] و همکاران، ۲۰۰۴)، هلند (موریس[31]، میترز[32] و وندن‌برگ[33]، ۲۰۰۳)، ایسلند (اوبل و همکاران، ۲۰۰۴)، نروژ (وان‌روی[34]، گروهلت[35]، هیردال[36] و کلنج- آس[37]، ۲۰۰۶)، سوئد (اسمج[38]، برامن[39]، هتا[40] و وان‌کنورینگ[41]، ۱۹۹۹)، بریتانیا (گودمن، ۲۰۰۱)، استرالیا (هاوس و دادز، ۲۰۰۴)، کانادا (جیوآ[42]، ایسکویت[43]، گای[44] و کن‌ورثی[45]، ۲۰۰۰)، فرانسه (کاپرون[46]، تراند[47] و دویم[48]، ۲۰۰۷) و ایالات متحده (دیکی[49] و بلومبرگ[50]، ۲۰۰۱) بهره گرفته شده، وثرنر، بکر[51] و روتبرگر[52] (۲۰۰۴) با فرم‌های غیرانگلیسی این پرسش‌نامه (پرتغالی، عربی، هندی، اردویی و تایوانی) و ماتسوییشی[53] و همکاران (۲۰۰۸) نیز با فرم ژاپنی آن بررسی‌هایی انجام داده‌اند.

اگرچه اغلب بررسی‌های انجام‌شده در کشورهای اروپایی، از ساختار پنج عاملی این پرسش‌نامه حمایت کرده‌اند، بررسی ساختار عاملی این مقیاس در موقعیت‌ها و شرایط فرهنگی مختلف، ضروری است. برای نمونه، آختباخ و همکاران (۲۰۰۷) بر گسترش داده‌های هنجاری و بررسی فرهنگی آن از راه پژوهش‌های غیرفرهنگی تأکید کرده‌اند. هم‌چنین، برخی از شواهد نشان‌دهنده ناهمسویی یافته‌ها- حتی در کشورهای انگلیسی‌زبان (دیکی و بلومبرگ، ۲۰۰۱) و اروپایی (وان‌لیون[54]، میرشات[55]، بوسمنز[56]،دمدتز[57] و بریت[58]، ۲۰۰۶)- با ساختار پنج عاملی است. در بنگلادش نیز یک الگوریتم چندمنبعی[59] که از روند نمره‌گذاری مرسوم سودمندتر است، به‌دست آمده است (مالیک[60] و گودمن، ۲۰۰۱). در پژوهش حاضر، به بررسی ساختار عاملی SDQ و ویژگی‌های روان‌سنجی فرم فارسی آن پرداخته شده است.

1- Strengths and Difficulties Questionnaire
2- Goodman
3- conduct problems
4- hyperactivity
5- emotional problems
6- peer problems
7- prosocial behavior
8- Meltzer
9- Bailey
10- Child Behavior Checklist
11- Achenbach
12- Hawes
13- Dadds
14- Gatward
15- Corbin
16- Ford
17- Health of the Nation Outcome Scales
18- Gowers
19- The Mental Health Outcomes and Assessment Training
20- Development And Well-being Assessment
21- Obel
22- Mental Health Foundation
23- Dalsgaard
24- Stax
25- Bilenberg
26- Koskelainen
27- Sourander
28- Kaljonen
29- Woerner
30- Fleitlich-Bilyk
31- Muris
32- Meesters
33- Van den Berg
34- Van Roy
35- Groholt
36- Heyerdahl
37- Clench-Aas
38- Smedje
39- Broman
40- Hetta
41- Von Knorring
42- Gioia
43- Isquith
44- Guy
45- Kenworthy
46- Capron
47- Therond
48- Duyme
49- Dickey
50- Blumberg
51- Becker
52- Rothenberger
53- Matsuishi
54- Van Leeuwen
55- Meerschaert
56- Bosmans
57- De Medts
58- Braet
59- multi-informant
60- Mullick

روش

جامعهٔ آماری این پژوهش، کودکان پایه پنجم ابتدایی شهر تهران بودند. با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌ای نسبتی، سه منطقه آموزشی از شمال، مرکز و جنوب تهران در نظر گرفته شدند. از هر منطقه چند مدرسه و از کلاس‌های پایه پنجم هر مدرسه، چند دانش‌آموز به‌طور تصادفی انتخاب شدند. نمونه اولیه شامل ۵۳۰ نفر بود که با حذف پاسخ‌نامه‌های نیمه‌کامل، تعداد نهایی نمونه به ۴۱۳ نفر (۲۲۰ دختر و ۱۹۳ پسر) رسید. پس از اخذ مجوز از اداره آموزش و پرورش و کسب اجازه از مدیران مدارس و جلب موافقت آموزگاران، ۶۰۰ پرسش‌نامه در اختیار مادران و همان تعداد نیز در اختیار آموزگاران قرار گرفت و پس از سه روز گردآوری شد. از تعداد ۶۰۰ پرسش‌نامه ۵۳۰ عدد توسط مادران و ۵۹۲ عدد توسط آموزگاران تکمیل گردید و برگشت داده شد. همه تحلیل‌ها بر روی یک مجموعه از داده‌ها انجام شد و نرم افزار SPSS[1] برای تحلیل آماری داده‌ها به‌کار برده شد.

برای تحلیل داده‌ها از روش‌های آماری سنجش همسانی درونی (آلفای کرونباخ)، توزیع بهنجار، توزیع خطای معیار برای کلیه متغیرها و آزمون‌های غیر پارامتریک، همبستگی اسپیرمن و آزمون یو من- ویتنی بهره گرفته شد.

پرسش‌نامه توانایی‌ها و مشکلات (SDQ): پرسش‌نامه استاندارد SDQ (گودمن، ۱۹۹۷) یک ساختار پنج عاملی برای سنجش مشکلات رفتاری و عاطفی و رفتارهای نوع‌دوستی کودکان ارایه می‌کند و دارای چهار زیرمقیاس مرتبط با مشکلات (نشانه‌های عاطفی، مشکلات سلوکی، بیش‌فعالی/کمبود توجه و مشکلات با همسالان) و یک مقیاس توانایی (رفتار نوع‌دوستی) است. از مجموع نمرات چهار زیرمقیاس مرتبط با مشکلات، نمره کل مشکلات به‌دست می‌آید. ۱۰ پرسش به ارزیابی مشکلات و ۱۵ پرسش به ارزیابی نوع‌دوستی اختصاص دارد. پنج پرسش به‌صورت معکوس و هر پرسش، در دامنه سه‌درجه‌ای مقیاس لیکرت به‌صورت صفر (درست نیست)، یک (گاهی درست است) و دو (حتماً درست است) نمره‌گذاری می‌شود. هر زیرمقیاس دربردارنده پنج پرسش و دامنه نظری نمره توانایی‌ها از صفر تا ۱۰ و نمره مشکلات از صفر تا ۴۰ است.

یافته‌ها

۵۳/۳٪ از شرکت‌کنندگان را پسران (۴۴/۳٪ بین ۱۱-۱۰ سال) و ۴۶/۷٪ آنان را دختران (۴۵/۳٪ بین ۱۱-۱۰ سال) تشکیل می‌دادند.

ساختار عاملی و تحلیل پایایی[2] مقیاس: دو تحلیل عاملی اکتشافی جداگانه روی کل نمونه انجام شد. پنج پرسش معکوس مربوط به مشکلات (هفت، ۱۱، ۱۴، ۲۱ و ۲۵)، قبل از واردشدن به تحلیل‌ها معکوس شدند. این پرسش‌ها به‌عنوان «گویه‌های مشکل‌دار» شناخته شدند، چون به‌جای آن‌که به‌صورت درنظرگرفته‌شده بارگذاری شوند- یعنی به‌عنوان بخشی از مشکلات سلوکی (۷) یا مشکلات با همسالان (۱۱ و ۱۴)- با مجموعه‌ای از پرسش‌های مثبت در زیرمقیاس رفتار نوع‌دوستی هم‌خوانی داشتند. با وجود آن‌که از فرم ۲۵ پرسشی SDQ استفاده کردیم، نسبت هر پرسش ۱۶/۵۲ درصد و قابل قبول بود. در تحلیل عامل ارزیابی‌های مادران و آموزگاران، داده‌ها وارد تحلیل عامل اصلی[3] (PFA) و تحلیل مؤلفه اصلی[4] (PCA) شدند و با فرآیندهای چرخش اوبلیمین[5] و چرخش واریماکس[6] مورد آزمون قرار گرفتند. مقایسه روش‌های چرخش، نتایج متفاوتی نشان نداد، اما نتایج PCA در قالب ادغام تعدادی از عوامل- به‌منظور تفسیر ایده‌آل آن‌ها- قابل‌قبول‌تر بود و بنابراین یافته‌های PCA با چرخش اوبلیمین گزارش شدند. پس از آزمودن انتخاب‌های سه تا هشت عاملی با روش‌های چرخش واریماکس و اوبلیمین، انتخاب سه عاملی ایده‌آل‌تر بود.

تحلیل عاملی و ضرایب اعتبار نمره‌های به‌دست‌آمده از سنجش مادران: استخراج نمرات مادران نشان‌دهنده یک ارزش کایزر- میر- اولکین[7] (KMO) ۰/۸۱ و فراتر از ارزش ۰/۶ پیشنهادشده بوده و بنابراین یک اندازه مناسب نمونه‌گیری است که نشان می‌دهد الگوهای همبستگی به‌طور نسبی فشرده هستند و به این ترتیب تحلیل عاملی باید به عوامل معتبر و متمایزی بیانجامد. با پیروی از معیار کایزر (۱۹۶۱) برای استخراج عوامل، در نگهداشتن عوامل با ارزش‌های غیرچرخشی آیگن بیشتر از یک، انتخاب نهایی شامل ۲۱ پرسش بود، که عبارت بودند از پرسش‌های: یک، دو، سه، چهار، پنج، هفت، هشت، نُه، ۱۰، ۱۲، ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۱۹، ۲۰، ۲۱، ۲۴ و ۲۵ و بنابراین پرسش‌های شش، ۱۱، ۲۲ و ۲۳ کنار گذاشته شدند. بار عاملی این ۲۱ پرسش، بالای ۰/۳۷ بر روی عامل نخست و کمتر از ۰/۲۸ روی عوامل ثانویه بود. نتایج ساختار عاملی، شامل ارزش‌های آیگن، درصد تغییرات حساب‌شده برای هر عامل و بار معنایی عاملی در *جدول ۱* گزارش شده‌اند.

1- Statistical Package for the Social Sciences
2- analysis of reliability
3- principal-factor analysis
4- principal-component analysis
5- oblimin
6- varimax
7- Kaiser's-Meyer-Olkin value

جدول ۱ - ساختار عاملی و مقیاس‌های اولیه SDQ مادران و آموزگاران ایرانی (۴۱۳ کودک ۱۰ تا ۱۲ ساله؛ سه عامل نهایی؛ تنها بارهای چرخشی با ارزش‌های مطلق بزرگ‌تر از ۰/۳۵ گزارش شده‌اند)

	عامل اول		عامل دوم		عامل سوم	
عامل استخراج شده	مادران	آموزگاران	مادران	آموزگاران	مادران	آموزگاران
ارزش آیگن اصلی	۴/۴۸	۶/۵۰	۲/۲۹	۲/۷۵	۱/۶۰	۱/۶۶
واریانس تبیین‌شده (اصلی)	۱۷/۹۱	۲۶/۰۰	۹/۱۵	۱۰/۹۹	۶/۳۸	۶/۶۵
واریانس تبیین‌شده (چرخشی)	۱۷/۹۱	۲۶/۰۰	۹/۱۵	۱۰/۹۹	۶/۳۸	۶/۶۵
بیش‌فعالی/ کمبود توجه						
بی‌قراری (۲)	۰/۶۸	۰/۸۰				۰/۳۳
ناآرامی (۱۰)	۰/۶۵	۰/۷۴				
رفتار نوع‌دوستی						
ملاحظه کردن دیگران (۱)		-۰/۳۳				
سهیم‌شدن با دیگران (۴)			۰/۵۹	۰/۶۳		
مراقبت کردن (۹)			۰/۵۴	۰/۷۵		
مهربان‌بودن با بچه‌ها (۱۷)			۰/۶۵	۰/۷۹		
کمک کردن به دیگران (۲۰)			۰/۶۱	۰/۸۰		
نشانه‌های عاطفی			۰/۵۹	۰/۷۶		
شکایت‌های جسمی (۳)					-۰/۳۸	۰/۴۱
نگرانی‌ها (۸)					-۰/۷۴	۰/۶۹
شادنبودن (۱۳)					-۰/۶۷	۰/۵۷
به‌دیگران چسبیدن (۱۶)					-۰/۵۶	۰/۷۱
ترسیدن (۲۴)					-۰/۵۹	۰/۷۶
مشکلات سلوکی						
بدخلقی (۵)	۰/۴۰	۰/۶۸				
مطیع‌بودن*(۷)	۰/۴۶	۰/۵۵			-۰/۳۰	
دعواکردن (۱۲)		۰/۶۷	-۰/۶۰			
دروغ‌گویی و تقلب کردن (۱۸)	۰/۵۵		-۰/۳۷	۰/۳۱	-۰/۴۰	
دزدی کردن (۲۲)		۰/۲۷		-۰/۳۹		
مشکلات با همسالان						
تنهابودن (۶)						۰/۵۱
دوست خوبی بودن* (۱۱)			-۰/۳۰	-۰/۳۱		
مردمی‌بودن* (۱۴)			-۰/۴۹	-۰/۴۲		۰/۴۱
زورگویی (۱۹)					-۰/۴۲	۰/۵۸

* نمرات موارد ستاره‌دار قبل از واردشدن به تحلیل معکوس شده‌اند؛ ضرایبی که زیر آنها خط کشیده شده نشان‌دهنده بار روی عامل اصلی هستند؛ اعداد داخل پرانتز مربوط به شماره گویه در پرسش‌نامه هستند.

ضرایب اعتبار درونی برای کل نمونه محاسبه و بر مبنای جنس تقسیم شد. همان‌طور که *جدول ۲* نشان می‌دهد، نمره کامل مشکلات (متشکل از ۱۴ گویه) بسیار همسان است (α=۰/۸۵). هم‌سو با نتایج تحلیل عاملی زیرمقیاس‌های جدید SDQ مادران، عوامل یک، دو و سه همسانی رضایت‌بخشی را نشان می‌دهند (α برابر با ۰/۸۵، ۰/۷۹ و ۰/۷۴) به نحوی که ضرایب این مقیاس‌های جدید بزرگتر از مقیاس‌های استاندارد هستند (α بیش‌فعالی=۰/۷۱، α رفتار نوع‌دوستی=۰/۶۴ و α نشانه‌های عاطفی=۰/۶۲) و می‌تواند مشکل پایین‌بودن همسانی درونی مشکلات سلوکی (α=۰/۵۶) و مشکلات با همسالان (α=۰/۳۰) را حل کند (ضریب آلفای کرونباخ مقیاس استاندارد مشکلات با همسالان ۰/۶۸ بود). زیرمقیاس مشکلات سلوکی به سختی یک عامل منسجم را تشکیل می‌داد. برای نمونه تنها دو گویه پنج و ۱۸ بار عاملی بالای ۰/۴ داشتند و گویه ۲۲ به دلیل بار کم، کنار گذاشته شد. گویه ۱۲ به‌طور منفی بر مقیاس نشانه‌های عاطفی بارگذاری شده بود و گویه هفت (اطاعت) نیز به‌جای بار مثبت بر گویه‌های عامل اول، بر گویه‌های رفتار نوع‌دوستی بار قوی منفی داشت. گویه‌های زیرمقیاس مشکلات با همسالان نیز کنار گذاشته شدند (گویه‌های شش، ۱۱ و ۲۳) و یا به‌طور معکوس بر رفتار نوع‌دوستی (گویه ۱۴) یا گویه‌های نشانه‌های عاطفی (گویه ۱۹) بارگذاری شدند.

تحلیل عاملی و ضرایب اعتبار زیرمقیاس‌های فرم آموزگار: استخراج عوامل زیرمقیاس‌های فرم آموزگار نشان‌دهنده ارزش کایزر- میر- اولکین ۰/۸۵ است. با پیروی از معیار نگهداشتن عوامل دارای ارزش‌های غیرچرخشی آیگن بزرگ‌تر از یک، انتخاب نهایی عوامل به‌دست‌آمده از آموزگاران دربرگیرنده ۲۴ گویه بود و تنها گویه ۲۳ به دلیل بار کم کنار گذاشته شد. بار عاملی این ۲۴ گویه بالای ۰/۳۸ روی عامل نخست و کمتر از ۰/۲۵ روی عوامل ثانویه بود. دو گویه مربوط به مشکلات سلوکی، روی بیش از یک عامل بارگذاری شده بودند: بدین معنی که دو گویه ۱۵ و ۱۸ هم بر عامل نخست (به‌ترتیب بار عاملی ۰/۵۵ و ۰/۵۵) و هم بر عامل سوم (به‌ترتیب بار عاملی ۰/۵۱ و ۰/۳۹) بارگذاری شده بودند. دو گویه مربوط به بیش‌فعالی/ کمبود توجه نیز به همین صورت بودند: دو گویه ۲۱ و ۲۵ هم بر عامل اول (به‌ترتیب بار عاملی ۰/۵۳ و ۰/۳۰) و هم بر عامل سوم (به‌ترتیب بار عاملی ۰/۳۰ و ۰/۳۰) بارگذاری شده بودند. گویه‌های بارگذاری‌شده بر دو عامل (۱۵، ۱۸، ۲۱ و ۲۵) تنها در مورد آموزگاران دیده شد و از آن‌جاکه از لحاظ نظری، مشکلات رفتاری با نشانه‌های عاطفی مرتبط هستند، اجازه داده شد تا در تشکیل نمره کل مشکلات در راه‌حل عاملی باقی بمانند.

همان‌گونه که *جدول ۲* نشان می‌دهد، نمره کامل مشکلات (متشکل از ۱۴ گویه)، به همان نسبت نمرات سه زیرمقیاس، دارای همسانی بیشتری بود (α=۰/۸۵) تا نمرات مادران. در این‌جا نیز مانند نتایج به‌دست‌آمده از مادران، زیرمقیاس‌های جدید به‌دست‌آمده، یعنی عوامل یک، دو و سه، همسانی رضایت‌بخشی نشان داده (مقدار α به‌ترتیب ۰/۸۵، ۰/۷۹ و ۰/۷۴)، ضرایب آن‌ها با مقیاس‌های استاندارد قابل مقایسه هستند (مقدار α بیش‌فعالی، رفتار نوع‌دوستی و مشکلات سلوکی به‌ترتیب ۰/۸۱، ۰/۸۳ و ۰/۷۱)، اما باز هم میزان اعتبار به‌دست‌آمده برای مقیاس‌های مشکلات سلوکی (α=۰/۶۴) و مشکلات با همسالان (α=۰/۳۴) در فرم آموزگاران پایین بود. در زمینه نمرات آموزگاران نیز همان روند نمرات به‌دست‌آمده از مادران دیده شد: به‌طور کلی، گویه‌های مشکلات سلوکی بر گویه‌های بیش‌فعالی/کمبود توجه بارگذاری و یا کنار گذاشته شدند. هم‌چنین شاهد بارگذاری معکوس گویه‌های بیش‌فعالی/کمبود توجه بر گویه‌های نوع‌دوستی، و گویه‌های مقیاس مشکلات با همسالان بر گویه‌های رفتار نوع‌دوستی یا نشانه‌های عاطفی بودیم.

جدول ۲- ضرایب آلفای کرونباخ بر حسب زیرمقیاس‌های پرسش‌نامه توانایی‌ها و مشکلات در مادران و آموزگاران (n=۴۱۳)

	مادران	آموزگاران	مادران	آموزگاران	مادران	آموزگاران
نمره کامل مشکلات	۰/۷۸	۰/۸۵	۰/۷۶	۰/۸۴	۰/۷۷	۰/۸۶
نشانه‌های عاطفی	۰/۶۵	۰/۷۴	۰/۶۸	۰/۶۶	۰/۶۲	۰/۷۱
بیش‌فعالی و مشکلات سلوکی	۰/۷۵	۰/۸۵	۰/۷۳	۰/۸۴	۰/۷۲	۰/۸۱
رفتار نوع‌دوستی	۰/۶۸	۰/۷۹	۰/۶۷	۰/۷۸	۰/۶۹	۰/۷۸

جدول ۳- میانگین و انحراف معیار نمره کل مشکلات و زیرمقیاس‌های SDQ و سطح معنی‌داری اثر جنسیت (n=۴۱۳)

		میانگین (انحراف معیار)			سطح معنی‌داری
		کل (n=۴۱۳)	پسران (n=۱۹۳)	دختران (n=۲۲۰)	اثر جنسیت
نمره کل مشکلات	مادران	۸/۷۷ (۴/۷۲)	۹/۴۱ (۴/۵۶)	۸/۲۱ (۴/۸۸)	۰/۰۰۹
	آموزگاران	۷/۹۱ (۵/۷۷)	۶/۶۷ (۶/۰۵)	۶/۳۸ (۵/۰۴)	۰/۰۰۱
نشانه‌های عاطفی	مادران	۳/۲۴ (۲/۵۰)	۳/۲۶ (۲/۳۶)	۳/۲۳ (۲/۶۲)	N.S.*
	آموزگاران	۲/۶۰ (۲/۶۵)	۳/۳۲ (۲/۷۵)	۱/۹۷ (۲/۳۹)	۰/۰۰۱
بیش‌فعالی و مشکلات سلوکی	مادران	۵/۵۳ (۳/۱۸)	۶/۱۶ (۳/۰۴)	۴/۹۸ (۳/۰۹)	۰/۰۰۱
	آموزگاران	۵/۳۱ (۳/۹۰)	۶/۳۵ (۴/۳۰)	۳/۵۰ (۳/۳۸)	۰/۰۰۱
رفتار نوع‌دوستی	مادران	۱۲/۷۵ (۲/۵۴)	۱۲/۴۸ (۲/۵۶)	۱۲/۹۸ (۲/۵۶)	N.S.*
	آموزگاران	۸/۹۴ (۲/۷۸)	۱۰/۵۳ (۱/۹۷)	۱۲/۴۷ (۲/۴۲)	۰/۰۰۱

* non-significant

همان‌گونه که *جدول ۳* نشان می‌دهد، در ارزیابی‌های مادران، نمره کل مشکلات پسران (۴/۵۶±۹/۴۱) بالاتر از نمره کل مشکلات دختران (۴/۸۸±۸/۲۱) است. در ارزیابی مادران از میان سه زیرمقیاس، تفاوت میان دوجنس تنها در زیرمقیاس بیش‌فعالی و مشکلات سلوکی معنی‌دار و در پسران (۳/۰۴±۶/۱۶) بالاتر از دختران (۳/۰۹±۴/۹۸) است. اما در نیمرخ آموزگاران تفاوت بین دو جنس افزون بر نمره کل در هر سه زیرمقیاس معنی‌دار است: نمرات بیش‌فعالی و مشکلات سلوکی و نشانه‌های عاطفی در پسران (به‌ترتیب ۴/۳۰±۶/۳۵ و ۲/۷۵±۳/۳۲) بالاتر از دختران (به‌ترتیب ۳/۳۸±۳/۵۰ و ۲/۳۹±۱/۹۷) و نمره رفتار نوع‌دوستی در پسران (۱/۹۷±۱۰/۵۳) پایین‌تر از دختران (۲/۴۲±۱۲/۴۷) است. مقایسه اثرات جنس (به‌کمک آزمون یو من- ویتنی[1]) نشان می‌دهد که نمره کل مشکلات در پسران بیشتر است.

همان‌گونه که *جدول ٤* نشان می‌دهد، در بررسی تعامل هر کدام از سه زیرمقیاس، در داده‌های مادران بیش‌فعالی و مشکلات سلوکی با رفتار نوع‌دوستی همبستگی نداشت (r=۰/۰۵)، در حالی‌که در مورد آموزگاران همبستگی معنی‌دار منفی دیده شد (p<۰/۰۱، r=-۰/۲۳). هم‌چنین، بیش‌فعالی و مشکلات سلوکی با نشانه‌های عاطفی در نمرات مادران (p<۰/۰۱، r=۰/۴۳) و آموزگاران (p<۰/۰۱، r=۰/۵۶) همبستگی قوی داشتند. در نهایت، نمرات مادران نشان‌دهنده یک همبستگی کم ولی معنی‌دار میان رفتار نوع‌دوستی و نشانه‌های عاطفی بود (p<۰/۰۵، r=۰/۱۱) در حالی‌که نمرات آموزگاران نشان‌دهنده همبستگی معنی‌دار منفی بود (p<۰/۰۱، r=-۰/۲۳).

ضرایب همبستگی میان نمرات SDQ مادران و آموزگاران نشان‌دهنده همبستگی بالا و متوسط برای کل مشکلات (p<۰/۰۵، r=۰/۴۱) و زیرمقیاس بیش‌فعالی و مشکلات سلوکی (p<۰/۰۵، r=۰/۴۹) و همبستگی پایین برای زیرمقیاس‌های رفتار نوع‌دوستی (p<۰/۰۵، r=۰/۱۷) و نشانه‌های عاطفی (p<۰/۰۵، r=۰/۱۸) بود.

توزیع نمرات خام به‌دست‌آمده برای زیرمقیاس‌های SDQ به‌عنوان پایه‌ای برای تعیین نقاط برش و دامنه نمرات عادی، مرزی و نابهنجار به‌کار برده شد. جایگاه دقیق نمرات برش در این پژوهش با درنظرگرفتن دو انحراف معیار بالای میانگین به‌دست آمد. برای به‌دست‌آوردن نمره کامل مشکلات، ۱۰ درصد نمرات نابهنجار با ۱۰ درصد موارد دامنه مرزی جمع شدند. به این ترتیب، *جدول ٥*، درصد دقیق موارد را در هر یک از سه طبقه نشان می‌دهد که بیانگر فواصل نمرات هستند. اثرات سن و جنس در نمره کامل مشکلات و نمرات هر سه زیرمقیاس نیز مورد آزمون قرار گرفت.

جدول ٤- تعامل هرکدام از زیرمقیاس‌های نمرات SDQ مادران با آموزگاران (n=۴۱۳)

	مادران	آموزگاران	مادران	آموزگاران	مادران	آموزگاران
	کل مشکلات		نشانه‌های عاطفی		بیش‌فعالی و مشکلات سلوکی	
نشانه‌های عاطفی	۰/۷۹**	۰/۸۱**	-	-	-	-
بیش‌فعالی و مشکلات سلوکی	۰/۸۸**	۰/۹۳**	۰/۴۳**	۰/۵۶**	-	-
رفتار نوع‌دوستی	-۰/۳۷*	-۰/۳۷*	-۰/۱۱*	-۰/۲۳**	۰/۰۵	-۰/۲۳*

* p<۰/۰۵; ** p<۰/۰۱

1- Mann-whitney

جدول ۵- نقاط برش نمره‌های خام به‌دست آمده از SDQ بر حسب زیرمقیاس‌های آن در مادران و آموزگاران (n=۴۱۲)

	دامنه عادی				دامنه مرزی				دامنه بالینی	
	درصد دقیق نمره خام				درصد دقیق نمره خام				درصد دقیق نمره خام	
	مادر	آموزگار	مادر	آموزگار	مادر	آموزگار	مادر	آموزگار	مادر	آموزگار
نمره کل مشکلات	۱۲-۰	۱۲-۰	۸۰/۹	۸۱/۸	۱۵-۱۳	۱۵-۱۳	۲۴-۱۶	۹/۲	۹/۶	۹/۷
نشانه‌های عاطفی	۶-۰	۶-۰	۸۸/۹	۹۰/۳	۷	۷	۱۲-۸	۳/۶	۶/۲	۶/۰
بیش‌فعالی و مشکلات سلوکی	۹-۰	۸-۰	۸۷/۷	۸۲/۶	۱۰	۱۰-۹	۱۴-۱۱	۸/۰	۷/۷	۹/۴
رفتار نوع‌دوستی	۱۱-۱۶	۷-۱۶	۸۳/۰	۸۱/۳	۱۰	۶-۵	۹-۰	۱۱/۹	۱۰/۷	۶/۸

بحث

هدف این پژوهش، بررسی روایی ساختاری مقیاس توانایی‌ها و مشکلات (فرم والد و آموزگار) در کودکان ۱۰ تا ۱۲ ساله ایرانی بود. بر پایه نتایج به‌دست‌آمده، ساختار پنج عاملی پذیرفته نشد، ولی یک ساختار سه عاملی مورد حمایت قرار گرفت. این نتیجه با یافته‌های دیکبی و بلومبرگ (۲۰۰۴) هماهنگ است، هر چند بررسی آنان در یک نمونه انگلیسی‌زبان از جامعه ایالات متحده انجام شده که از لحاظ فرهنگی و اجتماعی متفاوت از جامعه ایرانی است. در بررسی دیکبی و بلومبرگ (همان‌جا)، نیز مانند پژوهش حاضر، برخی از گویه‌های مشکلات سلوکی با بیش‌فعالی و برخی از گویه‌های مشکلات با همسالان با نشانه‌های عاطفی و رفتار نوع‌دوستی همبستگی نزدیک‌تری داشتند. بر پایه این یافته‌ها، دیکبی و بلومبرگ (همان‌جا) شکل دیگری از مفهوم پنج‌عاملی اصلی را پیشنهاد می‌کنند که در آن این سه عامل معرف ابعاد متمایز مشکلات برونی‌سازی[1] (بیش‌فعالی/کمبود توجه و مشکلات سلوکی) و مشکلات درونی‌سازی[2] (نشانه‌های عاطفی و مشکلات با همسالان) هستند. تفاوت اصلی میان بررسی دیکبی و بلومبرگ (همان‌جا) با پژوهش حاضر، این بود که بر خلاف بررسی آنان که یک شکل تغییریافته SDQ را به‌کار برده بودند، پژوهش حاضر از ترجمه فارسی مقیاس کامل و استاندارد بهره گرفته شد. به‌کاربردن مقیاس کامل، به معنی آزمودن الگوی نظری گودمن با این اطمینان است که یافته‌های به‌دست‌آمده نشانه یک نتیجه ساده PCA و PFA بر پایه نمونه‌های خاص نیستند. به همین ترتیب، یک بررسی (موریس، میسترز، ایجکلن‌بام[3] و وینکن[4]، ۲۰۰۴) به‌کمک فرم خودگزارش‌دهی SDQ در نمونه بزرگی از کودکان هشت تا ۱۳ ساله جمعیت غیربالینی هلندی، به یک الگوی چهار عاملی دست یافت (نشانه‌های عاطفی، رفتار نوع‌دوستی، بیش‌فعالی/کمبود توجه و ترکیب مشکلات با همسالان- مشکلات سلوکی) که رضایت‌بخش‌تر از ساختار پنج عاملی پیش‌بینی‌شده بود. کاسکلاینین، سواندر و واراس[5] (۲۰۰۱) نیز در یک پژوهش فرم خودگزارش‌دهی SDQ در نمونه کودکان و نوجوانان ۱۳ تا ۱۷ ساله فنلاندی را به‌کار بردند و به یک ساختار سه‌عاملی دست یافتند (ترکیب بیش‌فعالی- مشکلات سلوکی، رفتار نوع‌دوستی و ترکیب نشانه‌های عاطفی- مشکلات با همسالان). پالمیری[6] و اسمیت[7] (۲۰۰۷) به‌تازگی، به‌کمک مصاحبه تلفنی و الگوی معادله ساختاری[8] (SEM)، سه الگوی ساختار عاملی SDQ را آزمودند؛ الگوی اول، عامل دوم مفروض به نام مشکلات و عامل اول مستقل به نام توانایی‌ها را که معرف رفتارهای نوع‌دوستی است، می‌آزمایند. الگوی دوم، سطوح مختلف مشکلات را همراه با بررسی روابط میان آن‌ها - به‌جای آن‌که یک عامل دوم فراگیر را فرض نماید- مورد آزمون قرار می‌دهد. الگوی سوم، همه پنج عامل مرتبط با هم را مورد آزمون قرار می‌دهد. یافته‌ها از الگوی دوم- که بر اهمیت ابعاد متمایز مشکلات به‌جای یک عامل کلی مشکلات تأکید دارد - حمایت کردند، که به باور آن‌ها بهترین الگویی است که در بسیاری از پژوهش‌های پیشین نیز مورد حمایت قرار گرفته است (بکر، وثرنر، هاسلهورن[9]، آناچسکی[10] و روتنبرگر، ۲۰۰۴؛ گودمن، ۲۰۰۱؛ هاوس و دادز، ۲۰۰۴؛ کاسکلاینین و همکاران، ۲۰۰۱؛ موریس و همکاران، ۲۰۰۳؛ اسمیج و همکاران، ۱۹۹۹؛ وثرنر، بکر و روتنبرگر، ۲۰۰۴). این یافته‌ها

1- externalization
2- internalization
3- Eijkelenboom
4- Vincken
5- Vauras
6- Palmieri
7- Smith
8- Structural Equation Modeling
9- Hasselhorn
10- Anaschewski

نشان می‌دهند که روایی ساختار عاملی SDQ با نمونه‌های متفاوت و در بافت‌های فرهنگی و اجتماعی متفاوت نیاز به بررسی‌های بیشتری در آینده خواهند داشت. بررسی حاضر با ارایه شواهد مقدماتی در زمینه همبستگی میان ارزیابی‌کنندگان، یافته‌های موجود را گسترش داده است. همبستگی میان ارزیابی‌های مادران و آموزگاران - که معیاری برای روایی مقیاس است- برای زیرمقیاس‌های بیش‌فعالی/کمبود توجه و مشکلات سلوکی خوب بود، اگرچه برای دو زیرمقیاس دیگر ضعیف بود. به‌کارگیری الگوریتم چندمنبعی برای غربال‌گری اختلال‌های روانپزشکی در کودکان جمعیت‌های مختلف، تحولی جدید در زمینه روان‌سنجی است. بر این پایه، یک نمره می‌تواند نتیجه ترکیب داده‌های به‌دست‌آمده از مادر و آموزگار باشد (مالیک و گودمن، ۲۰۰۱)، در حالی‌که یک الگوریتم ممکن دیگر، می‌تواند شامل ترکیب نمره‌های نشانه‌های بالا یا درک والدین از مشکل مشخص یا شدید باشد (بوردن[1]، گودمن، رای[2]، سیمپسون[3] و کورتز[4]، ۲۰۰۵). هریک از این دو الگوریتم چندمنبعی توانسته‌اند به‌طور موفقیت‌آمیزی کودکان در معرض خطر اختلال‌های روان‌شناختی را تشخیص دهند (بوردن و همکاران، ۲۰۰۵؛ گودمن، فورد، کوربین و ملتزر، ۲۰۰۴؛ مالیک و گودمن، ۲۰۰۱). با توجه به روش نمره‌گذاری به‌کار رفته، پیشنهاد شده است (گودمن و همکاران، ۲۰۰۴) برنامه‌های غربال‌گری که از SDQ بهره می‌گیرند، پس از ارزیابی مقدماتی[5] مناسب، به‌کار گرفته شوند.

یافته دوم در مورد روایی عاملی SDQ مربوط به اعتبار زیرمقیاس‌های آن است. نتایج این پژوهش نشان داد که ضرایب همسانی درونی سه عامل جدید به‌دست‌آمده از فرم‌های مادران و آموزگاران، در دامنه قابل‌قبولی قرار گرفته‌اند، اگرچه این امر در زمینه ساختار پنج عاملی صادق نبود. میزان پایین ضرایب درونی به‌دست‌آمده در این پژوهش برای دو زیرمقیاس مشکلات سلوکی و مشکلات با همسالان، ساختار پنج عاملی را غیرقابل‌قبول می‌سازد. این یافته با یافته‌های بررسی‌های دیگر هماهنگ است. برای نمونه برای زیرمقیاس مشکلات سلوکی فرم والدین و زیرمقیاس مشکلات با همسالان فرم خودگزارش‌دهی کودکان ضرایب همسانی درونی پایینی گزارش شده است (گودمن، ۲۰۰۱؛ کاسکلاینین و همکاران، ۲۰۰۰؛ کاسکلاینین و همکاران، ۲۰۰۱؛ مالمبرگ[6]، ریدل[7] و اسمج، ۲۰۰۳؛ موریس و همکاران، ۲۰۰۴؛ موریس و همکاران، ۲۰۰۳؛ اسمج و همکاران، ۱۹۹۹؛ وان‌ویدنفلت[8]، گودهارت[9]، ترفرز[10] و گودمن، ۲۰۰۳). در این زمینه چند تبیین ارایه شده است: ۱- این زیرمقیاس‌ها نامتجانس‌تر از آن هستند که در آغاز فرض می‌شد (اسمج و همکاران، ۱۹۹۹؛ وان‌ویدنفلت و همکاران، ۲۰۰۳). ۲- زیرمقیاس‌های مشکلات سلوکی و مشکلات با همسالان نسبت به سایر زیرمقیاس‌ها گویه‌های کمتری دارند و این می‌تواند دلیلی برای پایین‌بودن میزان اعتبار این زیرمقیاس‌ها باشد، ۳- گویه‌های با نمره‌گذاری معکوس در زیرمقیاس‌های مشکلات سلوکی و مشکلات با همسالان نیز به‌عنوان دلیلی برای پایین‌بودن اعتبار این زیرمقیاس‌ها پیشنهاد شده است (موریس و همکاران، ۲۰۰۴). در این رابطه، گودمن (۲۰۰۱) باور دارد که گرایش‌های متفاوت ارزیابی‌کنندگان برای اسناددادن ویژگی‌های مثبتی مانند نوع‌دوستی، به‌عنوان یک عامل ساختاری مثبت[11] عمل می‌کند (سوگیری پاسخ‌دهنده) و این عامل- که در آن سوگیری وجود دارد- با گویه‌های مثبت سایر زیرمقیاس‌ها همبستگی بالا نشان می‌دهد. یافته‌های دیکی و بلومبرگ (۲۰۰۴) نشان می‌دهد عامل ساختاری مثبت در پاسخ به هشت گویه از ۱۰ گویه مثبت، دخالت دارد. این امر چالشی جدی برای سودمندی نظری عامل نوع‌دوستی است. به‌طور خلاصه، بررسی‌هایی که به آزمون ساختار عاملی و همسانی درونی SDQ پرداخته‌اند، پرسش‌هایی جدی درباره روایی ساختاری آن مطرح می‌کنند.

سومین یافته در زمینه روایی ساختار عاملی ارایه‌شده در این پژوهش، حمایت به‌دست‌آمده برای همبستگی‌های نظری پیش‌بینی‌شده میان زیرمقیاس‌های مادران و آموزگاران است. مقیاس نشانه‌های عاطفی در هر دو مورد مادران و آموزگاران با مقیاس بیش‌فعالی و مشکلات سلوکی همبستگی مثبت و با مقیاس رفتار نوع‌دوستی همبستگی منفی داشت که این امر با پیش‌بینی‌های نظری هماهنگ است.

یافته چهارم این پژوهش به تفاوت‌های جنسیتی مربوط می‌شود؛ هم در ارزیابی‌های مادران و هم در ارزیابی‌های آموزگاران در نمره کل مشکلات، و نمرات زیرمقیاس‌های

1- Bourdon
2- Rae
3- Simpson
4- Koretz
5- pilot study
6- Malmberg
7- Rydell
8- Van Widenfelt
9- Goedhart
10- Treffers
11- positive constructural factor

بیش‌فعالی، مشکلات سلوکی و رفتار نوع‌دوستی میان دختران و پسران تفاوت معنی‌دار وجود داشت. تنها در گزارش‌های آموزگاران - و نه مادران- تفاوت معنی‌دار نمرات SDQ در راستای مورد انتظار در مقیاس نشانه‌های عاطفی یافت شد؛ به این ترتیب که دختران نمرات بیشتری در این مقیاس داشتند. این یافته‌ها با بیشتر بررسی‌های انجام‌شده در زمینه تفاوت‌های جنسیتی هماهنگی دارد (ماتسوییشی و همکاران، ۲۰۰۸).

در نهایت، بر پایه توزیع نمرات دیده‌شده، برای تشخیص گروه‌های عادی، مرزی و بالینی هر زیرمقیاس در کودکان ایرانی ۱۰ تا ۱۲ ساله نقاط برش تعیین شدند. به دلیل توزیع سنی و شمار محدود آزمودنی‌ها، این بررسی تنها یک گروه‌بندی مقدماتی از نقاط برش ارایه کرده است. در حال حاضر، پیروی از یک هنجار واحد برای کشورهای مختلف، مورد بحث است. در این زمینه پژوهش‌های میان‌فرهنگی می‌توانند از راه مقایسه کودکان بومی با کودکان مهاجر، به توسعه دانش مربوط به داده‌های هنجاری، کمک کنند (آخنباخ و همکاران، ۲۰۰۷). در پژوهش دیگری (تهرانی‌دوست، شهریور، پاکباز، رضایی و احمدی، ۱۳۸۵) نیز روایی و نقاط برش فرم والد و آموزگار این مقیاس در کودکان ۶ تا ۱۲ ساله بررسی شد و افزون بر تعیین نقاط برش در نمونه کودکان ایرانی، نشان داده شد که مقیاس SDQ می‌تواند ابزار غربال‌گری قابل‌قبولی برای شناسایی نشانه‌های خطر مشکلات عاطفی و رفتاری در کودکان ایرانی باشد.

محدودیت‌های پژوهش حاضر عبارت بودند از: ۱- نمونه محدود به یک طبقه سنی خاص از کودکان ۱۰ تا ۱۲ ساله بود و پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های بعدی سایر گروه‌های سنی نیز مورد بررسی قرار گیرند، ۲- ویژگی‌های روان‌سنجی SDQ (برای نمونه، ساختار عاملی، روایی، پایایی و نمرات برش) باید با احتیاط به‌کار گرفته شوند. پژوهش با آزمودنی‌های بیشتر یا گروه‌های بالینی خاص، می‌تواند از داده‌های این پژوهش حمایت کرده، یا آن‌ها را گسترش دهد و ۳- بررسی حاضر، فرم‌های آموزگار و والد مقیاس SDQ را مورد بررسی قرار داد و فرم خودگزارش‌دهی کودکان هم‌چنان موضوعی برای پژوهش‌های آینده است.

در پایان پیشنهاد می‌شود در بررسی‌های بعدی ویژگی‌های بالینی و روان‌سنجی SDQ با جمعیت‌های گوناگون و با بهره‌گیری از یافته‌های به‌دست‌آمده از ارزیابی سلامت روان مورد آزمون دوباره قرار گیرد.

سپاسگزاری

از مدیران مدارس، دانش‌آموزان، آموزگاران و مادران عزیزی که در این پژوهش همکاری نمودند، صمیمانه تشکر می‌کنیم.

منابع

تهرانی‌دوست، مهدی؛ شهریور، زهرا؛ پاکباز، بهاره؛ رضایی، آزیتا؛ احمدی، فاطمه (۱۳۸۵). روایی نسخه فارسی پرسش‌نامه توانایی‌ها و مشکلات (SDQ). *فصلنامه تازه‌های علوم شناختی*، سال هشتم، شماره ۴، ۳۹-۳۳.

Achenbach, T. (1991). ***Manual for the Child Behavior Checklist/4-18 and 1991 Profile.*** Burlington, VT: University of Vermont.

Achenbach, T., Becker, A., Dopfner, M., Heiervang, E., Roessner, V., Steinhausen, H. C., & Rothenberger, A. (2007). Multicultural assessment of child and adolescent psychopathology with ASEBA and SDQ instruments: Research findings, applications, and future directions. ***Journal of Child Psychology and Psychiatry,*** *49,* 251-275.

Becker, A., Woerner, W., Hasselhorn, M., Anaschewski, T., & Rothenberger, A. (2004). Validation of the parent and teacher SDQ in a clinical sample. ***European Child and Adolescent Psychiatry,*** *13,*11-16.

Bourdon, K., Goodman, R., Rae, D., Simpson, G., & Koretz, D. (2005). The Strengths and Difficulties Questionnaire: U.S. normative data and psychometric properties. ***Journal of American Academy of Child and Adolescent Psychiatry,*** *44,* 557-564.

Capron, C., Therond, C., & Duyme, M. (2007). Psychometric properties of the french version of the self- report and teacher Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ). ***European Journal of Psychology Assessment,*** *23,* 79-88.

Dickey, W., & Blumberg, S. (2004). Revisiting the factor structure of the Strengths and Difficulties Questionnaire: United States, 2001. ***Journal of American Academy of Child and Adolescent Psychiatry,*** *43,*1159-1167.

Gioia, G., Isquith, P., Guy, S. C., & Kenworthy, L. (2000). Behavior rating inventory of executive function. ***Neuro-psychological Developmental Cognitive Section of Child Neuropsychology,*** *6,* 235-238.

Goodman, R. (1997). The Strengths and Difficulties Questionnaire: A research note. ***Journal of Child Psychology and Psychiatry,*** *38,* 581-586.

Goodman, R. (2001). Psychometric properties of the Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ). ***Journal of American Academy of Child and Adolescent Psychiatry,*** *40,* 1337-1345.

Goodman, R., Ford, T., Corbin, T., & Meltzer, H. (2004). Using the Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ) multi-informant algorithm to screen looked-after children for psychiatric disorders. ***European Child and Adolescent Psychiatry,*** *13* (Suppl. 2), 1125-1131.

Goodman, R., Meltzer, H., & Bailey, V. (2003). The Strengths and Difficulties Questionnaire: A pilot study on the validity of the self-report version. ***International Review Psychiatry,*** *15,* 173-177.

Gowers, S. G., Harrington, R. C.,Whitton, A., Lelliott, P., Beevor, A., Wing, J., & Jezzard, R. (1999). Brief scale for measuring the outcomes of emotional and behavioral disorders in children. Health of the Nation Outcome Scales for Children and Adolescents (HoNOSCA). ***British Journal of Psychiatry,*** *174,* 413-416.

Hawes, D. J., & Dadds, M. R. (2004). Australian data and psychometric properties of the Strengths and Difficulties Questionnaire. ***Australian New Zealand Journal of Psychiatry,*** *38,* 644-651.

Kaiser, H. (1961). A note on Guttman's lower bound for the number of common factor. ***Multivariate Behavior Research,*** *1,* 249-276.

Kaiser, H. (1970). A second-generation little jiffy. ***Psychometrika,*** *35,* 401-415.

Koskelainen, M., Sourander, A. & Vauras, M. (2001). Self-reported strengths and difficulties in a community sample of finnish adolescents. ***European Child and Adolescent Psychiatry,*** *10,* 180-185.

Koskelainen, M., Sourander, A., & Kaljonen, (2000). The Strengths and Difficulties Questionnaire among finnish school-aged children and adolescents. ***European Child and Adolescent Psychiatry,*** *9,* 277-284.

Malmberg, M., Rydell, A. M., & Smedje, H. (2003). Validity of the Swedish version of the Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ-Sweden). ***Nordic Journal of Psychiatry,*** *57.* 357-363.

Matsuishi, T., Nagano, M., Araki, Y., Tanaka, Y., Iwasaki, M., Yamashita, Y., Nagamitsu, S., Iizuka, C., Ohya, T., Shibuya, K., Hara, M., Matsuda, K., Tsuda, A., & Kakuma, T. (2008). Scale properties of the Japanese version of the Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ): A study of infant and school children in community samples. ***Brain and Development,*** *30,* 410-415.

Meltzer, H., Gatward, R., Corbin, T., Goodman, R., & Ford, T. (2000). ***The mental health of children and adolescents in Great Britain.*** Office of National Statistics Report, London: TSO.

Meltzer, H., Gatward, R., Corbin, T., Goodman, R., & Ford, T. (1999). ***Persistence, onset, risk factors and outcomes of childhood mental disorders.*** Office of National Statistics Report, London: TSO.

Mental Health Foundation (2002). Millenium Cohort Study (MCS), ***Cohort Newsletter.*** Center for longitudinal studies, A resource center for the economic and social research council (ESRC). Available on: www.cls.ioe.ac.uk

Mullick, M. S., & Goodman, R. (2001). Questionnaire screening for mental health problems in Bangladeshi children: A preliminary study. ***Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology,*** *36,* 94-99.

Muris, P., Meesters, C. & Van den Berg, F. (2003). The Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ): Further evidence for its reliability and validity in a community sample of Dutch children and adolescents. ***European Child and Adolescent Psychiatry,*** *12,* 1-8.

Muris, P., Meesters, C., Eijkelenboom, A., & Vincken, M. (2004). The self-report version of the Strengths and Difficulties Questionnaire: Its psychometric properties in 8- to 13-year-old non-clinical children. ***British Journal of Clinical Psychology,*** *43,* 437-448.

Obel, C., Dalsgaard, S., Stax, H. P., & Bilenberg, N. (2003). Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ-an), A new instrument for psychopathologic screening of children aged 4-16 years. ***Ugeskrift for laeger,*** *165,* 462-465.

Obel, C., Heiervang, E., Rodriguez, A., Heyerdahl, S., Smedje, H., & Sourander, A. (2004). The Strengths And Difficulties Questionnaire in the Nordic countries. ***European Journal of Child and Adolescent Psychiatry,*** *13* (Suppl 2), 32-39.

Palmieri, P. A., & Smith, G. C. (2007). Examining the structural validity of the Strengths and Difficulties

Questionnaire (SDQ) in a U.S. sample of custodial grandmothers. ***Psychological Assessment, 19,*** 189-198.

Smedje, H., Broman, E., Hetta, J., & Von Knorring, A. L. (1999). Psychometric properties of a Swedish version of the Strengths and Difficulties Questionnaire. ***European Journal of Child and Adolescent Psychiatry, 8,*** 63-70.

Van Leeuwen, K., Meerschaert, T., Bosmans, G., De Medts, L., & Braet, C. (2006). The Strengths and Difficulties Questionnaire in a community sample of young children in landers. ***European Journal of Psychological Assessment,*** 22, 189-197.

Van Roy, B., Groholt, B., Heyerdahl, S., & Clench-Aas, J. (2006). Self-reported strengths and difficulties in a large Norwegian population 10-19 years. ***European Journal of Child and Adolescent Psychiatry, 15,*** 174-189.

Van Widenfelt, B. M., Goedhart, A. W., Treffers, P. D. A., & Goodman, R. (2003). Dutch version of the Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ). ***European Journal of Child and Adolescent Psychiatry, 12,*** 281-289.

Woerner, W., Becker, A., & Rothenberger, A. (2004). Normative data and scale properties of the German parent SDQ. ***European Journal of Child and Adolescent Psychiatry, 13*** (Suppl. 2), 3-10.

Woerner, W., Fleitlich-Bilyk, B., Matinussen, R., Fletcher, J., Cucchiaro, G., Dalgalarrondo, P., Lui, M., & Tannock, R. (2004). The strengths and difficulties questionnaire overseas: Evaluations and applications of the SDQ beyond Europe. ***European Journal of Child and Adolescent Psychiatry, 13,*** 47-54.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی