

ویژگی‌های روان‌سنجی

پرسش‌نامه توانایی‌ها و مشکلات در نمونه کودکان ایرانی

فاطمه قره‌باغی^۱، دکتر مریم آگیلار- وفا^۲

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

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]

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. به منظور تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس، تحلیل عاملی و همسانی درونی به کار 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 به دست 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 به طور 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]

کارشناس ارشد روانشناسی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، بزرگراه جلال آل احمد، دانشگاه تربیت مدرس، دورنگار: ۰۲۱-۶۶۹۷۳۵۰ (نویسنده مسئول).

E-mail: fagh_1977@yahoo.com^۲؛ 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

۲۰۰۷) و ایالات متحده (دیکی^{۴۹} و بلومبرگ^{۵۰}، ۲۰۰۱) بهره گرفته شده، وئرتر، بکر^{۵۱} و روتبرگر^{۵۲} (۲۰۰۴) با فرم‌های غیرانگلیسی این پرسش‌نامه (پرتغالی، عربی، هندی، اردویی و تایوانی) و ماتسویشی^{۵۳} 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، آخنباخ 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^{۵۴}، میرشات^{۵۵}، بوسمتر^{۵۶}، دمدر^{۵۷} و بریت^{۵۸}، ۲۰۰۶) - با ساختار پنج عاملی است. در بنگلادش نیز یک الگوریتم چندمنبعی^{۵۹} که از روند نمره‌گذاری مرسوم سودمندتر است، به‌دست آمده است (مالیک^{۶۰} و گودمن، ۲۰۰۱). در پژوهش حاضر، به بررسی ساختار عاملی SDQ و ویژگی‌های روان‌سنجی فرم فارسی آن پرداخته شده است.

پرسش‌نامه توانایی‌ها و مشکلات^۱ (SDQ) (گودمن^۲، 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^۳، بیش‌فعالی^۴، مشکلات عاطفی^۵، مشکلات با همسالان^۶ و رفتار نوع‌دوستی^۷. هر کدام از این زیرمقیاس‌ها شامل پنج ماده و نمره کامل مشکلات حاصل جمع نمرات چهار زیرمقیاس به‌جز مقیاس رفتار نوع‌دوستی است. فرم‌های والدین و آموزگاران این مقیاس برای کودکان و نوجوانان سه تا ۱۶ ساله به کار می‌رود (همان‌جا)، در حالی که فرم کودکان آن برای سنین ۱۱ تا ۱۶ ساله کاربرد دارد (گودمن، ملترز^۸ و بایلی^۹، 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^{۱۰} (CBCL) (آخنباخ^{۱۱}، ۱۹۹۱) است، ۲- ترجمه این مقیاس به ۴۰ زبان مختلف (هاوس^{۱۲} و دادز^{۱۳}، ۲۰۰۴)، آن را به یک ابزار جهانی قابل‌استفاده برای هدف‌های پژوهشی، بالینی و غربال‌گری تبدیل نموده است و ۳- در سنجش‌های ملی بزرگ (ملترز، گاتوارد^{۱۴}، کوربین^{۱۵}، گودمن و فورد^{۱۶}، ۱۹۹۹، ۲۰۰۰)، در گردآوری داده‌های سلامت روان در استرالیا [برای نمونه، مقیاس‌های پیامد سلامت ملی^{۱۷} (گوروس^{۱۸} و همکاران، ۱۹۹۹)، آموزش سنجش و پیامدهای سلامت روان^{۱۹} (هاوس و دادز، ۲۰۰۴)] و در کنار سایر مصاحبه‌های تشخیصی مانند ارزیابی رشد و بهزیستی^{۲۰} (DAWBA) (اوبل^{۲۱} و همکاران، ۲۰۰۴) و به همان نسبت در پروژه‌های پژوهشی بین‌المللی [برای نمونه، بنیاد سلامت روان^{۲۲}، ۲۰۰۲] به کار برده شده است. از این مقیاس در کشورهای گوناگون از جمله دانمارک (اوبل، دالسگارد^{۲۳}، استکس^{۲۴} و ییلنبرگ^{۲۵}، ۲۰۰۳)، فنلاند (کاسکلاینن^{۲۶}، سوراندر^{۲۷} و کالجونن^{۲۸}، ۲۰۰۰)، آلمان (وئرتر^{۲۹}، فلیتلیچ-بیلیک^{۳۰} و همکاران، ۲۰۰۴)، هلند (موریس^{۳۱}، میسترز^{۳۲} و ون‌دن‌برگ^{۳۳}، ۲۰۰۳)، ایسلند (اوبل و همکاران، ۲۰۰۴)، نروژ (وان‌روی^{۳۴}، گروهلث^{۳۵}، هیردال^{۳۶} و کلنچ-آس^{۳۷}، ۲۰۰۶)، سوئد (اسمچ^{۳۸}، برامن^{۳۹}، هتا^{۴۰} و وان‌کنورینگ^{۴۱}، ۱۹۹۹)، بریتانیا (گودمن، ۲۰۰۱)، استرالیا (هاوس و دادز، ۲۰۰۴)، کانادا (جیوآ^{۴۲}، ایسکویت^{۴۳}، گای^{۴۴} و کنورشی^{۴۵}، ۲۰۰۰)، فرانسه (کاپرون^{۴۶}، تراند^{۴۷} و دویم^{۴۸}،

- | | |
|--|------------------------------|
| 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- Matsuiishi | 54- Van Leeuwen |
| 55- Meerschaert | 56- Bosmans |
| 57- De Medts | 58- Braet |
| 59- multi-informant | 60- Mullick |

روش

جامعه 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 نیمه کامل، 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^۱ برای تحلیل آماری داده‌ها به کار 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 پنج‌عاملی 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^۲ 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 وارد شدن به تحلیل‌ها معکوس شدند. این پرسش‌ها به‌عنوان «گویه‌های مشکل‌دار» شناخته شدند، چون به‌جای آن‌که به‌صورت در نظر گرفته شده 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 عاملی ارزیابی‌های مادران و آموزگاران، داده‌ها وارد تحلیل عاملی اصلی^۳ (PFA) و تحلیل مؤلفه اصلی^۴ (PCA) شدند و با فرآیندهای چرخش اولیمن^۵ و چرخش واریماکس^۶ مورد آزمون قرار گرفتند. مقایسه روش‌های چرخش، نتایج متفاوتی نشان داد، اما نتایج PCA در قالب ادغام تعدادی از عوامل- به‌منظور تفسیر ایده‌آل آن‌ها- قابل قبول‌تر بود و بنابراین یافته‌های PCA با چرخش اولیمن گزارش شدند. پس از آزمودن انتخاب‌های سه تا هشت عاملی با روش‌های چرخش واریماکس و اولیمن، انتخاب سه عاملی ایده‌آل‌تر بود.

تحلیل عاملی و ضرایب اعتبار نمره‌های به‌دست آمده از

سنجش مادران: استخراج نمرات مادران نشان‌دهنده یک ارزش کایزر-میر-اولکین^۷ (KMO) ۰/۸۱ و فراتر از ارزش ۰/۶ پیشنهاد شده 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 غیر چرخشی آنگین بیشتر از یک، انتخاب نهایی شامل ۲۱ پرسش بود، که عبارت بودند از پرسش‌های: یک، دو، سه، چهار، پنج، هفت، هشت، نه، 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 آنگین، درصد تغییرات حساب شده 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 (۱۳) کودکی ۱۰ تا ۱۲ ساله؛ سه عامل نهایی؛ تنها بارهای چرخشی با ارزش‌های مطلق بزرگ‌تر از ۰/۳۵ گزارش شده‌اند

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

*نمرات موارد ستاره‌دار قبل از وارد شدن 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.

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 (به ترتیب بار عاملی ۰/۵۵ و ۰/۵۵) و هم بر عامل سوم (به ترتیب 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 (به ترتیب بار عاملی ۰/۵۳ و ۰/۳۰) و هم بر عامل سوم (به ترتیب بار عاملی ۰/۳۰ و ۰/۳۰) بارگذاری شده بودند. گویه‌های بارگذاری شده بر دو عامل (۱۵، ۱۸، ۲۱ و ۲۵) تنها در مورد آموزگاران دیده شد و از آن‌جا که 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 (مشکل از ۱۴ گویه)، به همان نسبت نمرات سه زیرمقیاس، دارای همسانی بیشتری بود ($\alpha = 0/85$) تا نمرات مادران. در این‌جا نیز مانند نتایج به‌دست آمده از مادران، زیرمقیاس‌های جدید به‌دست آمده، یعنی عوامل یک، دو و سه، همسانی رضایت‌بخشی نشان داده (مقدار α به ترتیب ۰/۸۵، ۰/۷۹ و ۰/۷۴)، ضرایب آن‌ها با مقیاس‌های استاندارد قابل مقایسه هستند (مقدار α بیش‌فعالی، رفتار نوع‌دوستی و مشکلات سلوکی به ترتیب ۰/۸۱، ۰/۸۳ و ۰/۷۱)، اما باز هم میزان اعتبار به‌دست آمده برای مقیاس‌های مشکلات سلوکی ($\alpha = 0/64$) و مشکلات با همسالان ($\alpha = 0/34$) در فرم آموزگاران پایین بود. در زمینه نمرات آموزگاران نیز همان روند نمرات به‌دست آمده 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.

ضرایب اعتبار درونی برای کل نمونه محاسبه و بر مبنای جنس تقسیم شد. همان‌طور که **جدول ۲** نشان می‌دهد، نمره کامل مشکلات (مشکل از ۱۴ گویه) بسیار همسان است ($\alpha = 0/85$). هم‌سو با نتایج تحلیل عاملی زیرمقیاس‌های جدید SDQ مادران، عوامل یک، دو و سه همسانی رضایت‌بخشی را نشان می‌دهند (α برابر با ۰/۷۹، ۰/۷۴ 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 ($\alpha = 0/56$) و مشکلات با همسالان ($\alpha = 0/30$) 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 آنگن بزرگ‌تر از یک، انتخاب نهایی عوامل به‌دست آمده 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

جدول ۲- ضرایب آلفای کرونباخ بر حسب زیرمقیاس‌های پرسش‌نامه توانایی‌ها و مشکلات در مادران و آموزگاران (n=413)

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

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

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

* non-significant

همبستگی قوی داشتند. در نهایت، نمرات مادران نشان‌دهنده یک همبستگی کم ولی معنی‌دار میان رفتار نوع‌دوستی و نشانه‌های عاطفی بود ($r=0/11$, $p<0/05$) در حالی که نمرات آموزگاران نشان‌دهنده همبستگی معنی‌دار منفی بود ($r=-0/23$, $p<0/01$).

ضرایب همبستگی میان نمرات SDQ مادران و آموزگاران نشان‌دهنده همبستگی بالا و متوسط برای کل مشکلات ($r=0/41$, $p<0/05$) و زیرمقیاس بیش‌فعالی و مشکلات سلوکی ($r=0/49$, $p<0/05$) و همبستگی پایین برای زیرمقیاس‌های رفتار نوع‌دوستی ($r=0/17$, $p<0/05$) و نشانه‌های عاطفی ($r=0/18$, $p<0/05$) بود.

توزیع نمرات خام به‌دست آمده برای زیرمقیاس‌های SDQ، به‌عنوان پایه‌ای برای تعیین نقاط برش و دامنه نمرات عادی، مرزی و نابهنجار به کار برده شد. جایگاه دقیق نمرات برش در این پژوهش با در نظر گرفتن دو انحراف معیار بالای میانگین به‌دست آمد. برای به‌دست آوردن نمره کامل مشکلات، ۱۰ درصد نمرات نابهنجار با ۱۰ درصد موارد دامنه مرزی جمع شدند. به این ترتیب، جدول ۵، 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.

همان‌گونه که جدول ۳ نشان می‌دهد، در ارزیابی‌های مادران، نمره کل مشکلات پسران ($9/41 \pm 4/56$) بالاتر از نمره کل مشکلات دختران ($8/21 \pm 4/88$) است. در ارزیابی مادران از میان سه زیرمقیاس، تفاوت میان دو جنس تنها در زیرمقیاس بیش‌فعالی و مشکلات سلوکی معنی‌دار و در پسران بیشتر 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 (به ترتیب $6/35 \pm 4/30$ و $3/32 \pm 2/75$) بالاتر از دختران (به ترتیب $4/98 \pm 3/09$ و $3/50 \pm 3/38$) و نمره رفتار نوع‌دوستی در پسران ($10/53 \pm 1/97$) پایین‌تر از دختران ($12/47 \pm 2/42$) است. مقایسه اثرات جنس (به کمک آزمون یو-من-ویتی) نشان می‌دهد که نمره کل مشکلات در پسران بیشتر است.

همان‌گونه که جدول ۴ نشان می‌دهد، در بررسی تعامل هر کدام از سه زیرمقیاس، در داده‌های مادران بیش‌فعالی و مشکلات سلوکی با رفتار نوع‌دوستی همبستگی نداشت ($r=0/05$)، در حالی که در مورد آموزگاران همبستگی معنی‌دار منفی دیده شد ($r=-0/23$, $p<0/01$). هم‌چنین، بیش‌فعالی و مشکلات سلوکی با نشانه‌های عاطفی در نمرات مادران ($r=0/43$, $p<0/01$) و آموزگاران ($r=0/56$, $p<0/01$)

جدول ۴- تعامل هر کدام از زیرمقیاس‌های نمرات SDQ مادران با آموزگاران (n=۴۱۳)

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

* $p<0/05$; ** $p<0/01$

جدول ۵- نقاط برش نمره‌های خام به‌دست آمده از SDQ بر حسب زیرمقیاس‌های آن در مادران و آموزگاران (n=۴۱۳)

	دامنه عادی			دامنه مرزی			دامنه بالینی		
	مادر	آموزگار	مادر	مادر	آموزگار	مادر	مادر	آموزگار	مادر
نمره کل مشکلات	۱۲-۰	۱۲-۰	۱۵-۱۳	۱۵-۱۳	۱۵-۱۳	۱۵-۱۳	۱۵-۱۳	۱۵-۱۳	۱۵-۱۳
نشانه‌های عاطفی	۶-۰	۶-۰	۷	۷	۷	۷	۷	۷	۷
بیش‌فعالی و مشکلات سلوکی	۹-۰	۸-۰	۱۰	۱۰	۱۰	۱۰	۱۰	۱۰	۱۰
رفتار نوع‌دوستی	۱۶-۱۱	۱۶-۷	۱۰	۱۰	۱۰	۱۰	۱۰	۱۰	۱۰

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 به‌دست آمده، ساختار پنج عاملی پذیرفته نشد، ولی یک ساختار سه عاملی مورد حمایت قرار گرفت. این نتیجه با یافته‌های دیکی 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 دیکی 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، دیکی و بلومبرگ (همان‌جا) شکل دیگری از مفهوم پنج‌عاملی اصلی را پیشنهاد می‌کنند که در آن این سه عامل معرف ابعاد متمایز مشکلات برونی‌سازی^۱ (بیش‌فعالی/کمبود توجه و مشکلات سلوکی) و مشکلات درونی‌سازی^۲ (نشانه‌های عاطفی و مشکلات با همسالان) هستند. تفاوت اصلی میان بررسی دیکی و بلومبرگ (همان‌جا) با پژوهش حاضر، این بود که بر خلاف بررسی آنان که یک شکل تغییر یافته SDQ را به کار برده بودند، پژوهش حاضر از ترجمه فارسی مقیاس کامل و استاندارد بهره گرفته شد. به کار بردن مقیاس کامل، به معنی آزمون الگوی نظری گودمن با این اطمینان است که یافته‌های به‌دست آمده نشانه یک نتیجه ساده PCA و PFA بر پایه نمونه‌های خاص نیستند. به همین ترتیب، یک بررسی (موریس، میسترز، ایجکلن‌بام^۳ و وینکن^۴، ۲۰۰۴) به کمک فرم خود گزارش‌دهی SDQ، در نمونه بزرگی از کودکان هشت تا ۱۳ ساله جمعیت غیربالیینی 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 پیش‌بینی شده بود. کاسکلاینین، سواندر و وراس^۵ (۲۰۰۱) نیز در یک پژوهش فرم خود گزارش‌دهی SDQ در نمونه کودکان و نوجوانان ۱۳ تا ۱۷ ساله فنلاندی را به کار بردند و به یک ساختار سه‌عاملی دست یافتند (ترکیب بیش‌فعالی- مشکلات سلوکی، رفتار نوع‌دوستی و ترکیب نشانه‌های عاطفی- مشکلات با همسالان). پالمیری^۶ و اسمیت^۷ (۲۰۰۷) به تازگی، به کمک مصاحبه تلفنی و الگوی معادله ساختاری^۸ (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، می‌آزماید. الگوی دوم، سطوح مختلف مشکلات را همراه با بررسی روابط میان آن‌ها - به جای آن که 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 به جای 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، وئرر، هاسلهورن^۹، آناچسکی^{۱۰} و روتبرگر، ۲۰۰۴؛ گودمن، ۲۰۰۱؛ هاس و دادز، ۲۰۰۴؛ کاسکلاینین و همکاران، ۲۰۰۱؛ موریس و همکاران، ۲۰۰۳؛ اسمج و همکاران، ۱۹۹۹؛ وئرر، بکر و روتبرگر، 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 حالی که یک الگوریتم ممکن دیگر، می‌تواند شامل ترکیب نمره‌های نشانه‌های بالا یا درک والدین از مشکل مشخص یا شدید باشد (بوردن^۱، گودمن، رای^۲، سیمپسون^۳ و کورتز^۴، ۲۰۰۵). هر یک 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^۵ 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 پنج‌عاملی صادق نبود. میزان پایین ضرایب درونی به‌دست‌آمده در این پژوهش برای دو زیرمقیاس مشکلات سلوکی و مشکلات با همسالان، ساختار پنج‌عاملی 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؛ مالمرگ^۶، ریدل^۷ و اسمج، ۲۰۰۳؛ موریس و

همکاران، ۲۰۰۴؛ موریس و همکاران، ۲۰۰۳؛ اسمج و همکاران، ۱۹۹۹؛ وان‌ویدنفلت^۸، گودهارت^۹، ترفرز^{۱۰} 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^{۱۱} عمل می‌کند (سوگیری پاسخ‌دهنده) و این عامل - که در آن سوگیری وجود دارد - با گویه‌های مثبت سایر زیرمقیاس‌ها همبستگی بالا نشان می‌دهد. یافته‌های دیکمی 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	

سپاسگزاری

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

منابع

تهرانی دوست، مهدی؛ شهریور، زهرا؛ پاکباز، بهاره؛ رضایی، آزینا؛ 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. *Neuropsychological 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.

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 (ماتسویچی 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 ارائه 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 (تهرانی دوست، 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 به کار 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.

- 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 inlanders. *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., Dalgarrondo, 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.