Iranian Journal of
PSYCHIATRY AND CLINICAL PSYCHOLOGY

Spring 2022, Volume 28, Number 1

Research Paper

Psychometric Properties of the Mental Health and Social Inadaptation Assessment in Iranian Adolescents

Susan Ghahremani[1], Fahime Ahmadian Vargahan[1], Sajad Khanjani[2], Hojjatollah Farahani[3], *Fahimeh Fathali Lavasani[1]

1. Department of Clinical Psychology, Faculty of Behavioral Sciences and Mental Health (Tehran Institute of Psychiatry), Iran University of Medical Sciences, Tehran, Iran.
2. Research Center Cognitive Sciences and Behavioral in Police, Directorate of Health, Rescue & Treatment, Police Headquarter, Tehran, Iran.
3. Department of Psychology, Faculty of Humanities Sciences, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

Use your device to scan and read the article online

Citation Ghahremani S, Ahmadian Vargahan F, Khanjani S, Farahani H, Fathali Lavasani F. [Psychometric Properties of the Mental Health and Social Inadaptation Assessment in Iranian Adolescents] .Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology. 2022; 28(1):106-121. http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.28.1.2000.3

http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.28.1.2000.3

CC BY NC

Received: 03 Jul 2020
Accepted: 31 Jan 2021
Available Online: 01 Apr 2022

Keywords:
Mental health, Social adjustment, Adolescences, Psychometric

ABSTRACT

Objectives This study aimed to investigate the psychometric properties of the mental health and social inadaptation measurement in Iranian adolescents.

Methods The study was cross-sectional and was conducted in two separate phases. The sample of the study's first phase included 604 students of Islamshahr City, Iran (the academic year 2019-2020) who were selected by the cluster sampling method. The study's second phase was conducted on 44 adolescents referred to medical centers in Tehran City, Iran, and was selected by a convenient sampling method. Data collection questionnaires were the mental health and social inadaptation assessment (MIA) and the strengths and difficulties questionnaire (SDQ). The data were analyzed using confirmatory factor analysis, the Cronbach α coefficient, and the Pearson correlation coefficient.

Results Of the study supported 1- and 2-factor structures for all psychopathology scales. The Cronbach α coefficient of scales ranged from 0.73 to 0.94 except for eating disorder and psychopathy scales (α=0.57). The test-retest reliability of most scales was moderate to high (0.51<r<0.81). However, the psychopathy, eating disorder, and dysfunction related to eating scales showed low reliability (0.38<r<0.48). Moreover, the correlation coefficient between the scales of the MIA and the scales of SDQ supported the concurrent validity of the instrument (P<0.05).

Conclusion The MIA holds promises to give valid and reliable results in screening adolescents' problems. However, the psychometric properties of the three scales of psychopathy (such as the original version), eating disorders, and eating-related dysfunction were not supported in this study.

Corresponding Author:
Fahimeh Fathali Lavasani, PhD.
Address: Department of Clinical Psychology, Faculty of Behavioral Sciences and Mental Health (Tehran Institute of Psychiatry), Iran University of Medical Sciences, Tehran, Iran.
Tel: +98 (21) 66551655
E-mail: lavasani.f@gmail.com

Extended Abstract

Introduction

Recent studies show that adolescent mental health problems are growing [3-6]. However, in many cases, their problems remain undetected. If mental health problems in adolescents are not identified on time, they may hinder the emergence of their potential abilities and affect the quality of their personal and social life [7, 12, 13]. One way to diagnose and manage adolescent mental health problems quickly is to use screening instruments [15, 16]. However, the majority of the existing instruments suffer from a few limitations: they do not meet the diagnostic criteria for the latest classification of mental disorders (DSM-V), most of them evaluate only one or more disorders [17], and they mainly consider problems that are common among children and adolescents and do not take into account disorders that emerge or intensify exclusively during adolescence [20, 21], and in most of them, screening is based on a categorical approach, and the severity of adolescent problems is ignored [20-22]. Considering the abovementioned limitations, Cote et al. [24] designed a self-report questionnaire for mental health assessment and social maladaptation in adolescents (MIA). Although they examined some of the psychometric properties of the MIA questionnaire, such as the internal consistency, construct validity, and other psychometric properties, including that test-retest reliability and concurrent validity, are still unexplored. Therefore, this study aimed to investigate the construct and concurrent validity and reliability of the instrument.

Methods

This study was conducted in two phases. The study population of the first phase included all students aged 11-17 years living in Islamshahr City, Iran, in the 2019-2020 academic year. Accordingly, 604 adolescents were selected using the cluster sampling method. The average age of the sample was 15.70 ±1.10 years. A total of 530 students (87.7%) lived with both parents, 16 (2.6%) with their father, 46 (7.6) with their mother, and 12 (2%) with others. Also, 124 students (20.5%) had a history of receiving mental health services, while 480 (79.5%) had no history of receiving health services. The sample of the study's second phase was selected conveniently from adolescents referred to the medical center of Tehran Institute of Psychiatry (from October 2019 to March 2020). In this phase, 44 adolescents (age range=14-17, Mean±SD=16.14±1.09 years) were participants from whom 29 (65.9%) were boys and 15 (34.1%) were girls. Thirty-nine people (88.7%) lived with both parents, 2 (4.5%) with a father, 1 (2.3) with a mother, and 2 (4.5%) with others. Twenty-five students (56.8%) had a history of receiving mental health services, while 19 (43.2%) had no history of receiving mental health services. Confirmatory factor analysis (CFA) was used to investigate the structural validity of the questionnaire. Moreover, The concurrent validity of the questionnaire was checked with the strength and difficulties questionnaire (SDQ). Finally, the obtained data were analyzed considering descriptive statistics, correlation coefficients, and CFA using SPSS V. 22 and LISERL 8.8.

Results

To investigate the CFA model, 1-factor and 2-factor structural models were hypothesized for the psychopathology scale, and the scales related to dysfunction were analyzed using a separate factor structure. The hypothesized models were analyzed using LISREL 8.8. Table 1 summarizes the results of the CFA models. The results showed a good fit of the hypothesized 1-factor and 2-factor models to the data. However, the model fit of the dysfunction scale is moderate (Table 1).

Furthermore, the internal consistency and test-retest reliability indices support the instrument's reliability. The Cronbach α coefficients for the overall score of psychopathological, externalizing, and internalizing behavior scales were good ($0.86<\alpha<0.94$). In addition, except for the two scales of eating disorder and psychopathy, which had the lowest value ($\alpha=0.57$), the α coefficients of the other scales of psychopathology and dysfunction were good ($0.73<\alpha<0.89$). The test-retest reliability showed good intra-class correlation coefficient (ICC) indices for the overall score of psychopathology (ICC=0.78) and intrinsic behaviors (ICC=0.81). However, the correlation coefficient of median internalizing behaviors was moderate (0.67). Moreover, except for the three scales of psychopathy, eating disorder, and an eating disorder, with low correlation coefficients (0.42, 0.48, and 0.38, respectively), the correlation coefficient of other scales of psychopathology was moderate to good (0.54 to 0.90). Results of the concurrent validity support a significant positive relationship ($P<0.05$) between the overall score of MIA psychopathology scales and those of SDQ psychopathology. In addition, the correlation coefficient among the internalizing and externalizing factors and their subscales, as well as the subscales of SDQ psychopathology, were significantly positive ($P<0.05$). Moreover, the significantly negative relationship between the MIA scores and its related subscales, such as prosocial behavior in SDQ, supported the concurrent validity of the questionnaire.

Tabel 1. Fit Indexes for Hypothesized Models

Fit indexes	χ2	P	χ^2/df	SRMR	GFI	AGFI	NFI	CFI	IFI	RFI	PNFI	NNFI	RMSEA
Single-factor	12131.77	0.001	2.72	0.07	0.70	0.69	0.88	0.93	0.93	0.90	0.86	0.93	0.05
Two-factor	10637.17	0.001	2.85	0.07	0.71	0.70	0.88	0.93	0.93	0.88	0.86	0.93	0.05
Functioning impairment	829.47	0.001	8.29	0.06	0.85	0.80	0.92	0.93	0.93	0.90	0.76	0.91	0.11

Iranian Journal of
PSYCHIATRY AND CLINICAL PSYCHOLOGY

Discussion

This study aimed to investigate the validity and reliability of MIA by assessing the concurrent and construct validity as well as the internal consistency and test-retest reliability of the questionnaire. In line with the original study's findings [24], our findings support the 2-factor structural model for the questionnaire. In addition, 1-factor structural model for psychopathology was confirmed. The results of the analysis show a good α coefficient for the overall score of psychopathology, externalizing and internalizing, and factors ($0.86<\alpha<0.94$). The Cronbach α coefficient for other scales other than eating disorders and psychopathy is acceptable, though lower than the original study [24]. Moreover, the correlation coefficient of the total scores of psychopathology and externalizing behavior was good (the questionnaires were tested at a time interval of two weeks). However, the correlation coefficient of the scores of the internalizing behaviors was mediocre. Results of the concurrent validity showed a positive correlation ($P<0.05$) between the scales of the MIA questionnaire and the scales of SDQ with similar concepts. MIA scales also negatively correlated ($P<0.05$) with the prosocial behavior scale, which was a different concept. Overall, CFA, internal consistency, and correlation coefficient indices of all the scales (except for psychopathy and eating disorder) support the validity and reliability of the questionnaire to be used as a screening tool in adolescents.

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines

This research was conducted with the code of ethics IR.IUMS.1398.1192 and informed consent of the participants. All participants were aware of the confidentiality of the information and their willingness to cooperate in the research or withdraw from it.

Funding

This research was conducted with the financial support of the Iran University of Medical Sciences.

Authors contributions

Conceptualization and writing of the draft: Fahima Fethali Lavasani, Sosan Garhami; Data collection: Fahima Ahmadian Varghan and Sosan Garhami; Writing and editing the text of the article: Sosan Ghahrani and Fahima Fathali Lavasani; Data analysis: Sajjad Khanjani and Hojatullah Farahani.

Conflicts of interest

The authors declared no conflict of interest.

Acknowledgements

The authors of this article thank and appreciate all the participants in the research and the people who provided the necessary background for conducting this research.

مقاله پژوهشی

ویژگی‌های روان‌سنجی پرسش‌نامه ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری اجتماعی نوجوانان ایرانی

سوسن قهرمانی[۱]، فهیمه احمدیان ورگهان[۱]، سجاد خانجانی[۲]، حجت‌الله فراهانی[۳]، *فهیمه فتحعلی لواسانی[۱]

۱. گروه روانشناسی بالینی، دانشکده علوم رفتاری و سلامت روان (انستیتو روانپزشکی تهران)، دانشگاه علوم‌پزشکی ایران، تهران، ایران.
۲. مرکز تحقیقات علوم شناختی و رفتاری در پلیس، معاونت بهداشت، امداد و درمان، فرماندهی انتظامی، تهران، ایران.
۳. گروه روانشناسی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه تربیت‌مدرس تهران، تهران، ایران.

Use your device to scan and read the article online

Citation Ghahremani S, Ahmadian Vargahan F, Khanjani S, Farahani H, Fathali Lavasani F. [Psychometric Properties of the Mental Health and Social Inadaptation Assessment in Iranian Adolescents] .Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology. 2022; 28(1):106-121. http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.28.1.2000.3

http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.28.1.2000.3

تاریخ دریافت: ۱۳ تیر ۱۳۹۹
تاریخ پذیرش: ۱۲ بهمن ۱۳۹۹
تاریخ انتشار: ۱۲ فروردین ۱۴۰۱

چکیده

اهداف مطالعه حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی پرسش‌نامه ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری اجتماعی در نوجوانان ایرانی انجام شد.

مواد و روش‌ها پژوهش حاضر یک مطالعه مقطعی بود که در قالب دو مطالعه مجزا از هم انجام شد. نمونه مطالعه اول شامل ۶۰۴ نفر از دانش‌آموزان اسلام‌شهر (سال تحصیلی ۱۳۹۹-۱۳۹۸) بودند که به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای انتخاب شدند. نمونه مطالعه دوم ۴۴ نفر از نوجوانان مراجعه‌کننده به درمانگاه مؤسسه روان‌پزشکی تهران بودند که به روش نمونه‌گیری دردسترس انتخاب شدند. ابزار گردآوری داده‌ها شامل پرسش‌نامه ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری نوجوانان و پرسش‌نامه توانایی‌ها و مشکلات بود. تحلیل داده‌ها با استفاده از روش تحلیل عاملیِ تأییدی، ضریب آلفای کرونباخ و ضریب همبستگی پیرسون انجام شد.

یافته‌ها نتایج تجزیه و تحلیل ساختار تک‌عاملی و دوعاملی را تأیید کرد. به‌جز دو مقیاس اختلال خوردن و اختلال شخصیت که ضریب آلفای کرونباخ ضعیفی داشتند (۰/۵۷)، ضریب آلفای کرونباخ دیگر مقیاس‌ها در دامنه ۰/۷۳ تا ۰/۹۴ متغیر بود. پایایی بازآزمایی بیشتر مقیاس‌ها در دامنه ۰/۵۴ تا ۰/۸۱ قرار داشت، اما مقیاس‌های اختلالات شخصیت، اختلال خوردن و اختلال عملکرد مرتبط با اختلال خوردن پایایی بازآزمایی ضعیفی داشتند (۰/۴۸-۰/۳۸). ضریب همبستگی میان مقیاس‌های پرسش‌نامه اصلی با مقیاس‌های پرسش‌نامه توانایی‌ها و مشکلات نشان‌دهنده روایی هم‌زمان مناسب ابزار بود (P<۰/۰۵).

نتیجه‌گیری پرسش‌نامه ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های اجتماعی نوجوانان برای غربالگری مشکلات نوجوانان از ویژگی‌های روان‌سنجی مناسبی برخوردار است، اما سه مقیاس سایکوپاتی (مانند نسخه اصلی)، اختلال خوردن و اختلال عملکرد مرتبط با خوردن از ویژگی‌های روان‌سنجی ضعیفی برخوردار هستند.

کلیدواژه‌ها:
سلامت روان، سازگاری اجتماعی، نوجوانان، روان‌سنجی

* **نویسنده مسئول:**
دکتر فهیمه فتحعلی لواسانی
نشانی: تهران، دانشگاه علوم‌پزشکی ایران، دانشکده علوم‌رفتاری و سلامت روان (انستیتو روانپزشکی تهران)، گروه روانشناسی بالینی.
تلفن: ۶۶۵۵۱۶۵۵ (۲۱) ۹۸+
رایانامه: lavasani.f@gmail.com

مقدمه

نوجوانی، دوره‌ای از زندگی است که با شروع یا تشدید مشکلات و اختلالات روان‌شناختی همراه است [۱، ۲]. مطالعات اخیر نشان می‌دهند مشکلات روان‌شناختی در نوجوانان در حال افزایش است [۳-۶] و حدود ۱۰-۲۰ درصد نوجوانان معیارهای لازم برای تشخیص اختلالات روانی را دارند [۴، ۷، ۸]. علاوه بر این، در بسیاری موارد، مشکلات نوجوانان بدون تشخیص ادامه می‌یابد [۵، ۹-۱۱].

مشکلات روان‌شناختی، نه‌تنها موجب عدم دست‌یابی به توانمندی‌های مورد انتظار (مانند رشد و تحصیل) در زندگی نوجوانان می‌شوند، بلکه در صورت عدم تشخیص و درمان به‌موقع، در دوره‌های بعدی زندگی به‌صورت مزمن ادامه یافته و کیفیت زندگی شخصی و اجتماعی فرد را تحت تأثیر قرار می‌دهند [۷، ۱۲، ۱۳]. در چنین شرایطی توجه دقیق به تشخیص مشکلات روان‌شناختی در نوجوانان برای برنامه‌ریزی اقدامات پیشگیرانه و درمانی از اهمیت بالایی برخوردار است [۴، ۱۴].

یکی از ضرورت‌های تشخیص مشکلات روان‌شناختی نوجوانان سنین مدرسه، استفاده از ابزارهایی است که طیف وسیعی از مشکلات دوران نوجوانی را دربرمی‌گیرند. با استفاده از ابزارهای غربالگری مشکلات روان‌شناختی در مدارس، می‌توان نوجوانان در معرض خطر و نیازهای آن‌ها را شناسایی کرد و آن‌ها را به سیستم‌های درمانی ارجاع داد. همچنین با استفاده از این ابزارها می‌توان میزان شیوع هریک از مشکلات روان‌شناختی را در جمعیت عمومی نوجوانان برآورد و آزمایش‌های لازم را برای آنان طراحی کرد [۱۵، ۱۶].

با وجود اینکه ابزارهای زیادی برای غربالگری مشکلات نوجوانان سنین مدرسه وجود دارند، بیشتر آن‌ها منحصراً یک یا چند اختلال را ارزیابی می‌کنند و تعداد ابزارهایی که توانایی غربالگری گسترده مشکلات نوجوانان را دارند، کم است [۱۷]. برای مثال، پرسش‌نامه قوت‌ها و مشکلات[1] یکی از پرکاربردترین ابزارهای غربالگری برای نوجوانان سنین مدرسه است. با این حال، صرفاً پنج حیطه کلی علائم هیجانی، مشکلات سلوک، اختلال نقص توجه-بیش فعالی، مشکلات ارتباطی با هم‌سالان و رفتارهای اجتماعی نوع دوستانه را بررسی می‌کند [۱۸].

علاوه بر این، شمار زیادی از ابزارهای غربال‌گری مثل پرسش‌نامه قوت‌ها و مشکلات و چک‌لیست رفتاری کودک[2] [۱۹] عمدتاً مشکلاتی را در نظر می‌گیرند که بین کودکان و نوجوانان مشترک هستند (برای مثال، افسردگی، اضطراب، بیش‌فعالی و نقص توجه، اختلال سلوک)، در حالی که با تغییر مرحله سنی از کودکی به نوجوانی و آغاز فرایند بلوغ، تغییراتی در اولویت شیوع و نحوه بروز مشکلات روان‌شناختی ایجاد می‌شود [۲۰، ۲۱]. برای مثال برخی مشکلات مثل آسیب به خود و خودکشی [۲۲]، اختلالات خوردن و مشکلات سازگاری در نوجوانی آغاز یا شدت می‌یابند [۲۱]. بنابراین نیاز است ابزارهایی که بر تشخیص مشکلات سنین نوجوانی تمرکز می‌کنند، گسترش یابند.

یک محدودیت دیگر ابزارهای غربالگری نوجوانان سنین مدرسه (مثل پرسش‌نامه قوت‌ها و مشکلات) این است که ارزیابی وضعیت نوجوان توسط ارزیاب‌های متفاوتی صورت می‌گیرد و این امر مدت زمان ارزیابی اولیه را افزایش می‌دهد. اگرچه ارزیابی چندگانه دیدگاه جامع‌تری نسبت به وضعیت نوجوان می‌دهد [۲۳]، اما با شدت یافتن مشکلات نوجوان و کاهش حمایت و نظارت والدین بر وضعیت سلامت روان نوجوان (مثل افکار خودکشی و رفتارهای بزهکارانه) دقت خودگزارشی‌های آن‌ها بالاتر می‌رود و پرسش‌نامه‌های خودگزارشی با دقت بیشتری این مشکلات را می‌سنجند [۲۴-۲۶].

با هدف رفع محدودیت‌های ذکرشده در سطور بالا، کوته و همکاران، پرسش‌نامه خودگزارشی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان[3] را بر اساس پنجمین طبقه‌بندی تشخیصی و آماری اختلالات روانی[4] طراحی کردند [۲۴]. این پرسش‌نامه به جای رویکرد مقوله‌ای، رویکردی ابعادی نسبت به تشخیص مشکلات سلامت روان اتخاذ می‌کند. رویکرد ابعادی علاوه بر در نظر گرفتن تعداد علائم لازم برای تشخیص، شدت این علائم را در نظر می‌گیرد و امکان آزمایش دقیق‌تری بر اساس شدت مشکل فراهم می‌آورد [۲۷].

یک مزیت دیگر پرسش‌نامه خودگزارشی سلامت روان و ناسازگاری نوجوان این است که در مقایسه با ابزارهایی مثل پرسش‌نامه قوت‌ها و مشکلات [۱۸] و خودگزارشی نوجوان[5] [۱۹] که به ترتیب پنج و هشت حوزه از مشکلات دوران نوجوانی را در بازه زمانی شش ماهه می‌سنجند، طیف گسترده‌تری از مشکلات شایع دوران نوجوانی شامل اضطراب اجتماعی، اضطراب فراگیر، افسردگی، آسیب به خود، نقص توجه-بیش‌فعالی، اختلال سلوک، سایکوپاتی، اختلال نافرمانی مقابله‌جویی، پرخاشگری بزهکاری و درگیری با پلیس و اختلال خوردن را دربرمی‌گیرد و آن‌ها را در بازه زمانی دوازده ماهه بررسی می‌کند. در نظر گرفتن دامنه زمانی دوازده ماهه امکان مطالعه طولی و نظارت بر وضعیت نوجوان در بازه طولانی‌تر را فراهم می‌کند [۲۴].

علاوه بر این، ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان به‌طور هم‌زمان شدت تداخل علائم با عملکرد را می‌سنجد. مروری بر ابزارهای غربالگری نوجوانان نشان می‌دهد به‌جز پرسش‌نامه

1. The Strengths and Difficulties Questionnaire
2. Child Behaviour Checklist
3. Mental Health and Social Inadaptation Assessment for Adolescents
4. Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders
5. Yoth Self Report

قوت‌ها و مشکلات که در آن یک مقیاس تکمیلی برای سنجش تداخل عملکرد وجود دارد [۲۸]، تداخل با عملکرد عمدتاً به‌طور مستقل توسط ابزارهایی مثل مقیاس نقص عملکرد کوتاه[6] [۲۹] و مقیاس نقص عملکرد کلمبیا[7] [۳۰] سنجیده می‌شود. ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان، علاوه بر سنجش کلی تداخل عملکرد، چهار مقیاس تداخل با عملکرد برای اضطراب، افسردگی، مشکلات رفتاری و اختلال خوردن در چهار بافت خانوادگی، مدرسه، ارتباط با هم‌سالان و زندگی روزانه دارد [۲۴].

با توجه به مزیت‌های پرسش‌نامه خودگزارشی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان به‌عنوان ابزاری که توانایی غربال‌گری مشکلات روان‌شناختی دوران نوجوانی را دارا است، نیاز است تا درک بهتری از ویژگی‌های روان‌سنجی این ابزار و امکان استفاده از آن در مطالعات و آزمایشات مربوط به نوجوانان به‌عمل آید.

این پژوهش در نظر دارد با هدف انطباق و استفاده بین فرهنگی از پرسش‌نامه خودگزارشی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان، به بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی این ابزار در نوجوانان ایرانی بپردازد. در این راستا، پژوهش حاضر بر آن است تا: ۱. روایی سازه این ابزار را از طریق تحلیل عاملیِ تأییدی انجام دهد، ۲. پایایی این ابزار را از طریق روش همسانی درونی و پایایی بازآزمایی بسنجد، ۳. میزان آسیب‌شناسی را با استفاده از پرسش‌نامه خودگزارشی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان در میان دو جنس مقایسه کند و ۴. روایی هم‌زمان این ابزار را بررسی کند.

روش

این پژوهش مقطعی در قالب دو مطالعه جداگانه انجام شد. در مطالعه اول، پایایی و روایی سازه پرسش‌نامه خودگزارشی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان از طریق نمونه‌گیری خوشه‌ای از ۶۰۴ دانش‌آموز مناطق در معرض خطر شهرستان اسلام‌شهر در سال تحصیلی ۱۳۹۹-۱۳۹۸ انجام شد. برای سنجش پایایی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان از دو روش همسانی درونی و پایایی بازآزمایی استفاده شد. روایی سازه ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان با استفاده از روش تحلیل عاملیِ تأییدی انجام شد. در مطالعه دوم، با استفاده از ۴۴ نفر از نوجوانان جمعیت بالینی، روایی همگرا و واگرای ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان با پرسش‌نامه قوت‌ها و مشکلات ارزیابی شد.

مشارکت‌کنندگان و روش اجرای مطالعه اول

مشارکت‌کنندگان این مطالعه شامل ۶۰۴ دانش‌آموز با دامنه سنی ۱۷-۱۱ سال با میانگین سنی ۱/۱۰±۱۵/۷۰ بودند. ۵۳۰ نفر (۸۷/۷ درصد) از نمونه مورد مطالعه همراه پدر و مادر، ۱۶ نفر (۲/۶ درصد) با پدر، ۴۶ نفر (۷/۶) با مادر و ۱۲ نفر (۲ درصد) با دیگران زندگی می‌کردند. ۱۲۴ نفر (۲۰/۵ درصد) سابقه دریافت خدمات سلامت روان داشتند، در حالی که ۴۸۰ نفر (۷۹/۵ درصد) سابقه دریافت خدمات سلامت نداشتند.

برای منطبق‌سازی ابزارها از نظر فرهنگی برای ترجمه پرسش‌نامه خودگزارشی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان چهار مرحله طی شد [۳۱]. در مرحله اول، پرسش نامه توسط دو مترجم از انگلیسی به زبان فارسی ترجمه شد و محتوای آن توسط سه نفر از متخصصین روان‌شناسی بالینی که به زبان انگلیسی و فارسی تسلط داشتند، بررسی و اصلاح شد. در مرحله دوم، پرسش‌نامه توسط دو مترجم به زبان انگلیسی ترجمه شد. در مرحله سوم، نسخه نهایی پرسش‌نامه توسط گروه پژوهش از نظر قابلیت فهم و روانی گزاره‌ها برای گروه نوجوانان بررسی شد. در مرحله چهارم، نسخه نهایی پرسش‌نامه به‌صورت پایلوت روی چهل نوجوان اجرا و قابلیت فهم و روانی گزاره‌ها توسط جمعیت مورد نظر بررسی شد.

برای جمع‌آوری داده‌ها از جمعیت عمومی نوجوانان، فهرستی از نوجوانان مدارس اسلام‌شهر تهیه و هشت مدرسه به‌صورت نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای انتخاب شد. سپس از هر مدرسه یک کلاس به‌طور تصادفی انتخاب و پرسش‌نامه خودگزارشی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان روی دانش‌آموزان اجرا شد. علاوه بر این، برای انجام پایایی بازآزمون ۴۸ نفر از نوجوانان در یک بازه زمانی دو هفته‌ای پرسش‌نامه‌های پژوهش را دو بار تکمیل کردند.

بر اساس نظر کمری و لی، برای انجام تحلیل عاملیِ تأییدی تعداد ۳۰۰ آزمودنی، خوب و تعداد ۵۰۰ آزمودنی بسیار خوب در نظر گرفته می‌شود [۳۲]. بنابراین با در نظر گرفتن احتمال وجود پاسخ‌نامه‌های مخدوش، نمونه پژوهش ۶۵۰ نفر در نظر گرفته شد و از این تعداد، ۶۰۴ پرسش‌نامه تحلیل شد. همچنین برای تعیین حجم نمونه پایایی بر اساس نظر هوبارت، کانو، وارنر و تامپسون [۳۳] حداقل نمونه ۳۰ نفر در نظر گرفته شد.

شرکت‌کنندگان و روش اجرای مطالعه دوم

در این پژوهش، ۴۴ نوجوان با دامنه سنی ۱۷-۱۴ سال با میانگین سنی ۱/۰۹±۱۶/۱۴ شرکت داشتند که ۲۹ (۶۵/۹ درصد) پسر و ۱۵ (۳۴/۱ درصد) دختر بودند. ۳۹ نفر (۸۸/۷ درصد) نمونه پژوهش با پدر و مادر، ۲ نفر (۴/۵ درصد) با پدر، ۱ نفر(۲/۳) با مادر و ۲ نفر (۴/۵ درصد) با دیگران زندگی می‌کردند. ۲۵ نفر (۵۶/۸ درصد) سابقه دریافت خدمات سلامت روان داشتند، در حالی که ۱۹ نفر (۴۳/۲ درصد) سابقه دریافت خدمات سلامت روان نداشتند.

6. Brief Impairment Scale
7. Columbia Impairment Scale

نمونه‌های این مطالعه به‌صورت در دسترس از بین نوجوانان مراجعه‌کننده به مرکز درمانی مؤسسه روان‌پزشکی تهران انتخاب شدند. یک روان‌پزشک بر اساس مصاحبه بالینی مبتنی بر پنجمین طبقه‌بندی تشخیصی و آماری، اختلالات روانی مشکلات این نوجوانان را ارزیابی می‌کرد. سپس یکی از پژوهشگران پرسش‌نامه‌های خودگزارشی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان و قوت‌ها و مشکلات را به نوجوان ارائه می داد تا آن‌ها را تکمیل کنند.

ابزارها

پرسش‌نامه سلامت روان و ناسازگاری نوجوانان

پرسش‌نامه خودگزارشی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان، علائم اختلالات روانی و ناسازگاری نوجوانان ۱۷-۱۱ سال را در دوازده ماه گذشته بررسی می‌کند. این پرسش‌نامه دارای دو بخش ارزیابی علائم و ناسازگاری‌ها و ارزیابی تداخل علائم با عملکرد در چهار حوزه مربوط به خانواده، تحصیل، ارتباط با هم‌سالان/روابط عاشقانه و زندگی روزمره است.

گزینه‌های مربوط به همه سؤالات به‌جز مقیاس آسیب به خود به‌صورت لیکرت سه‌نقطه‌ای (هرگز درست نیست/گاهی اوقات درست است/همیشه درست است) نمره‌گذاری می‌شود. مقیاس آسیب به خود ۳ سؤال دارد که به‌صورت ۲ گزینه‌ای (بله/خیر) پاسخ داده می‌شود. این ابزار دارای ۴ مقیاس کلی رفتارهای درونی‌ساز (اضطراب اجتماعی، اضطراب فراگیر، افسردگی و آسیب به خود)، رفتارهای بیرونی‌ساز (نقص توجه-بیش‌فعالی، اختلال سلوک، سایکوپاتی، اختلال نافرمانی مقابله جویی و پرخاشگری و بزهکاری / درگیری با پلیس) و اختلال خوردن است.

نمرات در هر مقیاس و خرده‌مقیاس‌های مربوط به آن جمع شده و میانگین آن‌ها محاسبه می شود. برای مثال، نمرات مقیاس نقص توجه-بیش‌فعالی (تکانشگری، بی‌توجهی، بیش‌فعالی)، مقیاس اختلال سلوک (دروغگویی، دزدی، قانون‌شکنی و خرابکاری)، مقیاس پرخاشگری (خشونت، پرخاشگری کنشی، پرخاشگری واکنشی و پرخاشگری اجتماعی) از میانگین خرده‌مقیاس‌های آن‌ها حاصل می‌شود.

نمرات مقیاس رفتارهای درونی‌ساز از جمع میانگین نمرات مقیاس‌هاس مربوط به آن‌ها به‌دست می‌آید. نمرات اختلال در عملکرد از جمع میانگین نمرات ۴ آیتم تداخل با عملکرد در بافت خانوادگی، مدرسه، ارتباط با هم‌سالان و زندگی روزانه حاصل می‌شود. یک نمره تداخل با عملکرد نیز برای هریک از انواع مشکلات اضطراب، افسردگی، مشکلات رفتاری و اختلال خوردن محاسبه می‌شود. درنهایت، یک نمره اختلال عملکرد کلی از ۴ مقیاس اخیر نیز به‌دست می‌آید.

در مطالعه کوته و همکاران، پایایی این ابزار با استفاده از روش همسانی درونی برای همه مقیاس‌ها (۰/۹۷ - ۰/۷۰=α) به‌جز مقیاس اختلال شخصیت (۰/۴۶=α) خوب تا عالی گزارش شده است. نتایج مربوط به تحلیل عاملیِ تأییدی، حاکی از برازش مناسب مدل فرض‌شده است (۲/۳۵=خی‌دو/درجه‌آزادی، ۰/۰۳۱=ریشه میانگین مربعات خطای برآورد، ۰/۸۶۴=شاخص برازش تطبیقی) [۲۴].

پرسش‌نامه توانایی‌ها و مشکلات

پرسش‌نامه قوت‌ها و مشکلات، یک پرسش‌نامه ۲۵ آیتمی برای ارزیابی مشکلات سلامت روان و رفتارهای نوع‌دوستانه است که در ۳ نسخه پدر و مادر، معلم (برای سنین ۴-۱۶) [۳۴] و خودگزارشی نوجوان (۱۱-۱۶ سال) تنظیم شده است. پرسش‌نامه خودگزارشی نوجوان شامل ۵ خرده‌مقیاس است که ۴ خرده‌مقیاس آن مربوط به مشکلات هیجانی، مشکلات با هم‌سالان، مشکلات رفتاری و بیش فعالی است و ۱ خرده‌مقیاس رفتار نوع دوستانه را می‌سنجد.

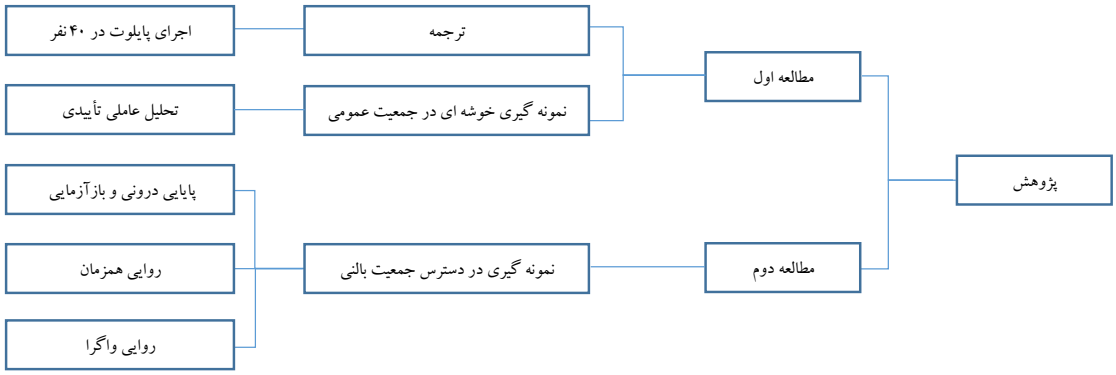
از مجموع ۴ خرده‌مقیاس مشکلات هیجانی، مشکلات با هم‌سالان، مشکلات رفتاری و بیش‌فعالی، ۱ نمره کلی مشکلات ساخته می‌شود. پاسخ به پرسش‌ها در طیف لیکرت به‌صورت درست نیست (نمره صفر)، گاهی درست است (نمره ۱) و حتماً درست است (نمره ۲) صورت می‌گیرد. هریک از خرده‌مقیاس‌ها ۵ سؤال دارد و دامنه نمرات برای هر خرده‌مقیاس مشکلات از صفر تا ۱۰ است [۱۸، ۳۵].

ضریب همسانی درونی فرم خودگزارشی نوجوانان برای کل مشکلات (۰/۸۰=α) بود، برای ۴ خرده‌مقیاس علائم هیجانی، مشکلات سلوک، رفتار نوع‌دوستانه و نقص توجه-بیش‌فعالی (۰/۶۷-۰/۶۰=α) و برای با ارتباط با هم‌سالان (۰/۴۱=α) بوده است. ضریب بازآزمایی برای فرم خودگزارشی نوجوان در فاصله زمانی ۴ تا ۶ ماه برای خرده‌مقیاس‌ها ۰/۵۱ تا ۰/۶۰ و برای کل مشکلات ۰/۶۲ گزارش شده است [۳۵]. ضریب آلفای کرونباخ نسخه فارسی برای کل پرسش‌نامه ۰/۷۴ و برای خرده‌مقیاس‌ها در دامنه ۰/۲۸ تا ۰/۷۹ گزارش شده است [۳۶].

یافته‌ها

هدف۱: روایی سازه پرسش‌نامه خودگزارشی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان

برای بررسی تحلیل عاملیِ تأییدی دو مدل فرضی یک‌عاملی و دوعاملی برای آسیب‌شناسی روانی و یک عامل جداگانه برای مقیاس‌های مربوط به اختلال در عملکرد در نظر گرفته شدند و از طریق نرم‌افزار لیزرل ۸/۸ تحلیل شدند. مقیاس اختلال شخصیت به دلیل همسانی درونی پایین (۰/۵۷) و عدم همبستگی معنادار با نمره کل آسیب‌شناسی روانی از هر دو



مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

تصویر ۱. فرآیند آماده‌سازی و بررسی ویژگی‌های روانسنجی پرسش‌نامه ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری اجتماعی نوجوانان ایرانی

مدل عاملی حذف شد. همچنین یکی از گزاره‌های مقیاس نقص توجه-بیش‌فعالی (من همه تکالیفم را انجام دادم و می‌توانستم تمرکزم را حفظ کنم) که همبستگی پایینی (۰/۴۶) با نمره کل مقیاس داشت از مدل حذف شد.

مدل یک‌عاملی شامل کل نمرات مقیاس‌های سایکوپاتولوژی و مدل دوعاملی شامل دو عامل رفتارهای درونی‌ساز و بیرونی‌ساز بود. عامل اختلال در عملکرد شامل مقیاس‌های اختلال اضطراب، اختلال افسردگی، اختلال خوردن و مشکلات رفتاری بود. برای بررسی برازش مدل‌ها[8]، شاخص‌هایی با نمرات برش متفاوت معرفی شده‌اند. در این پژوهش از شاخص‌های مجذور خی[9]، ریشه استاندارد باقی‌مانده مجذور میانگین[10]، ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب[11]، شاخص برازندگی تطبیقی[12]، شاخص برازندگی هنجارشده[13]، برازندگی نسبی[14] و نیکویی برازش[15] استفاده شد [۳۷-۳۹].

مجذور خی‌دو یک شاخص سنتی برای ارزیابی برازش مدل است که مقادیر کمتر از ۰/۰۵ آن نشان‌دهنده برازش مطلوب است. با این حال به دلیل آنکه این شاخص نسبت به حجم نمونه حساس است، از شاخص نسبت مجذور خی بر درجه آزادی استفاده می‌شود. اگرچه خی دوی نسبی فاقد یک مقدار ثابت به عنوان نسبت قابل‌قبول است، اما مقادیر کمتر از ۲ [۳۹] تا کمتر از ۳ [۴۰] به‌عنوان برازش قابل‌قبول معرفی شده‌اند. همان‌طور که در جدول شماره ۱ مشاهده می‌شود خی‌دو نسبی برای مدل یک‌عاملی و دوعاملی به ترتیب ۲/۷۲ و ۲/۸۵ است که نشانگر قابل قبول این دو مدل است.

این مقدار درباره مدل اختلال در عملکرد برابر با ۸/۲۹ بود. به دلیل آنکه حجم نمونه نسبت به تعداد گزاره‌های اختلال در عملکرد تعداد بسیار بیشتری است، این مقدار نامعمول نیست. شاخص بعدی ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب است که مقادیر بین ۰/۰۸ و ۰/۱ به معنای برازش قابل‌قبول و مقادیر کوچک‌تر از ۰/۰۸ به معنای برازش مطلوب است [۴۱].

میزان ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب در مدل یک‌عاملی و دوعاملی برابر با ۰/۰۵ و نشانگر برازش مطلوب این دو مدل بر اساس این شاخص است. این مقدار در عامل اختلال در عملکرد ۰/۱۱ بود و نشان‌دهنده برازش نامطوب این مدل است. شاخص ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب نیز در صورتی که کمتر از ۰/۰۸ باشد، نشان‌دهنده برازش مطلوب است[۴۱].

مقدار محاسبه‌شده آن در مدل یک‌عاملی، دوعاملی و مدل اختلال در عملکرد به ترتیب برابر با ۰/۰۷، ۰/۰۷ و ۰/۰۶ است. شاخص برازندگی تطبیقی، یکی دیگر از شاخص‌های مهم نیکویی برازش است که مقادیر بیشتر از ۰/۹۰ آن نشان‌دهنده برازش قابل‌قبول و مقادیر بالاتر ۰/۹۵ نشان‌دهنده برازش مطلوب مدل است [۴۱].

شاخص برازندگی تطبیقی برای مدل یک‌عاملی، دوعاملی و مدل اختلال در عملکرد به ترتیب ۰/۹۳، ۰/۹۳ و ۰/۹۳ به دست آمد. دیگر شاخص‌های برازش مدل مثل شاخص برازندگی هنجارشده، برازندگی نسبی و نیکویی برازش در جدول شماره ۱ آورده شده‌اند. هرچه مقادیر این شاخص‌ها به ۱ نزدیک‌تر باشد، به معنای برازش بهتر مدل‌ها است. درمجموع، می‌توان گفت نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان‌دهنده برازش مطلوب مدل یک‌عاملی و دوعاملی و برازش نامطلوب مدل اختلال در عملکرد است (تصویر شماره ۱).

8. Examining Model Fit
9. Chi-square
10. Standardized Root Mean Square Residual (SRMR)
11. Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)
12. Comparative Fit Index (CFI)
13. Normed Fit Index (NFI)
14. Relative Fit Index (RFI)
15. Goodness of Fit Index (GFI)

جدول ۱. شاخص‌های برازش مدل‌های مورد مقایسه

مدل‌های مورد مقایسه	خی‌دو	سطح معناداری	خی دو/ درجه آزادی	شاخص ریشه میانگین مربعات باقیمانده	شاخص نیکویی برازش	شاخص نیکویی برازش تعدیل شده	شاخص برازش هنجار شده	شاخص برازش تطبیقی	شاخص برازش فزاینده	شاخص برازش نسبی	شاخص برازش مقتصد هنجار شده	شاخص برازش هنجار نشده	ریشه میانگین مربعات خطای برآورد
مدل یک‌عاملی	۱۲۱۳۱/۷۷	<۰/۰۰۱	۲/۷۲	۰/۰۷	۰/۷۰	۰/۶۹	۰/۸۸	۰/۹۳	۰/۹۳	۰/۹۰	۰/۸۶	۰/۹۳	۰/۰۵
مدل دوعاملی	۱۰۶۳۷/۱۷	<۰/۰۰۱	۲/۸۵	۰/۰۷	۰/۷۱	۰/۷۰	۰/۸۸	۰/۹۳	۰/۹۳	۰/۸۸	۰/۸۶	۰/۹۳	۰/۰۵
اختلال در عملکرد	۸۲۹/۴۷	<۰/۰۰۱	۸/۲۹	۰/۰۶	۰/۸۵	۰/۸۰	۰/۹۲	۰/۹۳	۰/۹۳	۰/۹۰	۰/۷۶	۰/۹۱	۰/۱۱

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

هدف ۲. پایایی پرسش‌نامه خودگزارشی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان

پایایی پرسش‌نامه خودگزارشی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان توسط دو روش همسانی درونی و پایایی بازآزمایی بررسی شد. ارزش‌های بالاتر از ۰/۷۵ به‌عنوان پایایی خوب، ارزش‌های ۰/۵۰ تا ۰/۷۵ متوسط و ارزش‌های پایین‌تر از ۰/۵۰ به‌عنوان ضعیف در نظر گرفته شدند [۴۲].

همسانی درونی

ضریب آلفای کرونباخ برای کل نمرات آسیب‌شناسی روانی، رفتارهای بیرونی‌ساز و درونی‌ساز خوب بود (۰/۸۶ تا ۰/۹۴). به‌جز دو مقیاس اختلال خوردن و سایکوپاتی که کمترین ضریب آلفا را داشتند (۰/۵۷)، ضریب آلفای دیگر مقیاس‌های آسیب‌شناسی روانی متوسط تا خوب بود (۰/۷۱ تا ۰/۸۷). ضریب آلفای مربوط به نمره کل مقیاس کارکرد و مقیاس‌های اختلال کارکرد افسردگی، اختلال خوردن و مشکلات رفتاری خوب (۰/۷۷ تا ۰/۸۹) و برای اضطراب متوسط (۰/۷۳) بود (جدول شماره ۲).

پایایی بازآزمایی

ضریب همبستگی درون طبقه‌ای[16] برای کل نمره آسیب‌شناسی روانی و رفتارهای درونی‌ساز خوب بود (به ترتیب ۰/۷۸ و ۰/۸۱)، اما ضریب همبستگی رفتارهای درونی‌ساز متوسط بود (۰/۶۷). به‌جز دو مقیاس سایکوپاتی و اختلال خوردن که ضریب همبستگی آن‌ها ضعیف بود (به ترتیب۰/۴۲ و ۰/۴۸)، ضریب همبستگی دیگر مقیاس‌های سایکوپاتولوژی متوسط تا خوب بود (۰/۵۶ تا ۰/۹۰) ضریب همبستگی همه مقیاس‌های اختلال عملکرد متوسط (۰/۵۴ تا ۰/۷۴)، اما برای اختلال خوردن ضعیف (۰/۳۸) بود (جدول شماره ۲).

16. Interclass Correlation Coefficients

هدف ۳: اثرات مربوط به جنسیت

میانگین و انحراف معیار نمره کلی آسیب‌شناسی روانی و زیرمقیاس‌های آن به تفکیک جنسیت در جدول شماره ۳ ارائه شده است. نتایج آزمون تی مستقل[17] نشان داد بین پسران و دختران تفاوت معناداری وجود دارد و پسران آسیب‌شناسی روانی بیشتری گزارش می‌کنند (۰/۰۰۳=ضریب معناداری[18]، ۳/۰۴=(۶۰۴) t). به منظور بررسی و تعیین معناداری تفاوت میانگین زیرمقیاس‌های آسیب‌شناسی روانی بین پسران و دختران از آزمون تحلیل واریانس چندمتغیره (مانووا[19]) استفاده شد.

نتایج آزمون لامبدای ویلکز نشان داد بین دو جنس از نظر مقیاس‌های آسیب‌شناسی روانی تفاوت معناداری وجود دارد (۰/۱۷= مجذوری اتای جزیی[20]، P<۰/۰۰۱، ۵۹۲=(۱۰/۶۷، ۱۱) F، ۰/۸۳= لامبدای ویلکز[21]). بنابراین حداقل بین یکی از مقیاس‌های بررسی‌شده بین پسران و دختران تفاوت معنادار وجود دارد. همچنین نتایج آزمون لامبدای ویلکز نشان داد بین دو جنس از نظر عوامل رفتارهای درونی‌ساز و بیرون‌ساز تفاوت معناداری وجود دارد (۰/۰۴=مجذوری اتای جزیی، P<۰/۰۰۱، ۱۳/۳۱=(۶۰۱، ۲) F، ۰/۹۶=). بنابراین حداقل بین یکی از عوامل درون‌سازی و برون‌سازی بین پسران و دختران تفاوت معناداری وجود دارد.

همان‌طور که در جدول شماره ۳ مشاهده می‌شود در عامل برون‌سازی میزان آسیب‌شناسی در پسران به‌صورت معناداری بیشتر از دختران است، در حالی که در عامل درون‌ساز تفاوت معناداری وجود ندارد. در مقیاس‌های اضطراب اجتماعی، نقص

17. Independent t Test
18. Sig
19. MANOVA
20. Partial Eta Squared
21. Wilks' λ

جدول ۲. نتایج پایایی به روش همسانی درونی و بازآزمایی

متغیر	آلفای کرونباخ	پایایی بازآزمایی
نمره کل آسیب‌شناسی	۰/۹۴	۰/۷۸
عامل درونی‌ساز	۰/۸۶	۰/۶۷
عامل برونی‌ساز	۰/۹۲	۰/۸۱
اضطراب اجتماعی	۰/۷۱	۰/۷۰
نقص توجه-بیش‌فعالی	۰/۸۱	۰/۶۱
اضطراب فراگیر	۰/۷۱	۰/۶۲
اختلال خوردن	۰/۵۷	۰/۴۸
اختلال سلوک	۰/۸۱	۰/۹۰
افسردگی	۰/۸۷	۰/۵۶
بزهکاری و درگیری با پلیس	۰/۷۸	۰/۶۶
نافرمانی مقابله‌جویانه	۰/۸۰	۰/۶۴
آسیب به خود	۰/۸۱	۰/۷۱
اختلال شخصیت	۰/۵۷	۰/۴۲
پرخاشگری	۰/۸۷	۰/۶۹
اختلال عملکرد کلی	۰/۸۹	۰/۷۴
اختلال عملکرد اضطراب	۰/۷۳	۰/۶۴
اختلال عملکرد خوردن	۰/۷۷	۰/۳۸
اختلال عملکرد افسردگی	۰/۸۴	۰/۶۵
اختلال عملکرد مشکلات رفتاری	۰/۷۹	۰/۵۴

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

توجه و بیش فعالی[۲۲] ، اختلال سلوک، بزهکاری و درگیری با پلیس، آسیب به خود و پرخاشگری میزان آسیب‌شناسی در پسران به‌طور معناداری بیشتر از دختران است، در حالی که در مقیاس سایکوپاتی نمرات دختران به‌طور معنادار بیشتر از پسران است. در مقیاس‌های اختلال اضطراب فراگیر، اختلال خوردن، افسردگی، نافرمانی و مقابله‌جویی تفاوت معناداری بین دو جنس وجود نداشت.

هدف ۴. روایی هم‌زمان

برای ارزیابی روایی هم‌زمان پرسش‌نامه خودگزارشی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان از پرسش‌نامه قوت‌ها و مشکلات استفاده شد. ضریب همبستگی پیرسون میان نمرات مقیاس‌های سایکوپاتولوژی، مقیاس‌های درونی‌ساز، مقیاس‌های بیرونی‌ساز و هریک از خرده‌مقیاس‌ها به‌طور جداگانه با نمرات پرسش‌نامه قوت‌ها و مشکلات در جدول شماره ۴ ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود همبستگی میان نمرات کل مقیاس‌های آسیب‌شناسی پرسش‌نامه خودگزارشی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان با نمره کل آسیب‌شناسی پرسش‌نامه قوت‌ها و مشکلات مثبت و معنادار است.

همچنین همبستگی نمرات مربوط به عوامل درونی‌ساز، برونی‌ساز و خرده‌مقیاس‌ها با عوامل درونی‌ساز، برونی‌ساز و خرده‌مقیاس‌های آسیب‌شناسی پرسش‌نامه قوت‌ها و مشکلات در بیشتر موارد مثبت و معنادار است که نشان‌دهنده همگرایی مناسب پرسش‌نامه خودگزارشی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان با مقیاس پرسش‌نامه قوت‌ها و مشکلات است. همچنین ارتباط منفی و معنادار میان نمرات مربوط به پرسش‌نامه خودگزارشی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان و خرده‌مقیاس‌های

22. Attention Deficit and Hyperactivity Disorder (ADHD)

جدول ۳. میانگین و انحراف معیار آسیب‌شناسی روانی و زیرمقیاس‌های آن در پسران و دختران

آسیب‌ها	میانگین ±انحراف معیار			آزمون آماری	ضریب معناداری
	پسر	دختر	کل		
آسیب‌شناسی کلی	۵۱/۹۴±۲۲/۳۸	۴۶/۳۱±۲۲/۲۵	۴۹/۶۹±۲۲/۴۸	t=۳/۰۴	۰/۰۰۳
عامل بیرونی‌ساز	۲۶/۲۵±۰/۷۷	۲۰/۶۲±۰/۹۴	۲۴±۱۴/۸۸	F=۲/۱۴	۰/۰۰۱
عامل درونی‌ساز	۱۸/۶۰±۰/۴۵	۱۸/۱۰±۰/۵۶	۱۸/۴۰±۸/۶۲	F=۰/۴۹	۰/۴۸۶
اضطراب اجتماعی	۴/۰۶±۰/۱۵	۳/۳۶±۰/۱۸	۳/۷۸±۲/۸۱	F=۹/۱۴	۰/۰۰۳
نقص توجه ـ بیش‌فعالی	۱۰/۸۳±۰/۲۸	۹/۶۴±۰/۳۴	۱۰/۳۶±۵/۳۲	F=۷/۴۰	۰/۰۰۷
اضطراب فراگیر	۹/۲۳±۰/۲۴	۸/۷۸±۰/۱۹	۹/۰۵±۳/۸۰	F=۲/۰۴	۰/۱۵۳
اختلال سلوک	۴/۴۰±۰/۱۹	۲/۵۷±۰/۲۴	۳/۸۰±۳/۶۷	F=۳۵/۵۱	۰/۰۰۱
اختلال خوردن	۱/۹۸±۰/۱۰	۱/۷۱±۰/۱۳	۱/۹۶±۱/۸۷	F=۲/۷۶	۰/۰۹۷
افسردگی	۵/۳۱±۰/۲۱	۵/۹۶±۰/۲۶	۵/۵۷±۴/۰۵	F=۳/۷۹	۰/۰۵۲
بزهکاری و درگیری با پلیس	۰/۴۵±۰/۰۶	۰/۰۹±۰/۰۷	۱/۰۹±۰/۳۱	F=۱۶/۱۴	۰/۰۰۱
نافرمانی مقابله‌جویانه	۵/۴۰±۰/۱۹	۵/۱۷±۰/۲۳	۵/۳۱±۳/۵۶	F=۰/۶۰	۰/۴۳۷
آسیب به خود	۰/۵۹±۰/۰۶	۰/۷۹±۰/۰۷	۱/۰۶±۰/۶۷	F=۵/۲۱	۰/۰۲۳
اختلال شخصیت	۴/۵۲±۰/۱۰	۵/۰۸±۰/۱۲	۴/۷۴±۱/۹۲	F=۱۲/۷۱	۰/۰۰۱
پرخاشگری	۵/۱۵±۰/۲۶	۳/۱۴±۰/۳۱	۴/۹۷±۴/۳۵	F=۲۴/۶۴	۰/۰۰۱
اختلال عملکرد اضطراب	۳/۶۰±۲/۸۱	۳/۳۴±۲/۹۱	۳/۵۰±۲/۸۵	F=۱/۲۰	۰/۲۷۳
اختلال عملکرد خوردن	۲/۲۱±۱/۴۳	۲/۲۲±۱/۱۶	۲/۲۲±۱/۳۱	F=۲/۲۲	۰/۱۳۶
اختلال عملکرد افسردگی	۳/۲۹±۳/۲۵	۳/۶۲±۳/۴۳	۳/۴۰±۳/۳۵	F=۰/۲۲	۰/۶۳۲
اختلال عملکرد مشکلات رفتاری	۲/۴۵±۱/۷۹	۲/۱۵±۱/۳۶	۲/۳۴±۱/۶۲	F=۴/۹۱	۰/۰۲۷

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

مرتبط مثل رفتار نوع‌دوستانه در پرسش‌نامه قوت‌ها و مشکلات، نشان‌دهنده واگرایی مناسب این ابزار است.

بحث

با توجه به اهمیت غربالگری و تشخیص به موقع مشکلات سلامت روان در نوجوانان با استفاده از ابزارهایی که مبتنی بر معیارهای تشخیص به‌روز اختلالات روانی باشند، پرسش‌نامه خودگزارشی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان توسط کوته و همکاران [۲۴] ارائه شده و برخی ویژگی‌های روان‌سنجی آن بررسی شده است. در راستای پژوهش اصلی، هدف این مطالعه، بررسی برخی دیگر از ویژگی‌های روان‌سنجی (مثل پایایی بازآزمایی و روایی هم‌زمان) بود که در مطالعه اصلی بررسی نشده بودند. همچنین برخی دیگر از ویژگی‌های روان‌سنجی مثل روایی سازه، پایایی به روش همسانی و تفاوت‌های جنسیتی در آسیب‌شناسی در فرهنگ نوجوانان ایرانی بررسی شد.

با هدف بررسی بیشتر روایی سازه پرسش‌نامه خودگزارشی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان، در این پژوهش دو ساختار عاملی فرضی بررسی شدند. از آنجا که در مطالعه اصلی عوامل درونی‌ساز و بیرونی‌ساز و مقیاس‌های آن‌ها (به‌صورت عوامل مرتبه اول و دوم) و عامل اختلال در عملکرد به‌صورت جداگانه در نظر گرفته شدند، در این مطالعه، یک‌بار سؤالات پژوهش به‌صورت دو عامل درونی‌ساز و بیرونی‌ساز و زیرمقیاس‌های آن‌ها در نظر گرفته و تحلیل شدند و بار دیگر یک عامل کلی آسیب‌شناسی روانی در نظر گرفته شدند و همه مقیاس‌ها به‌عنوان عوامل مرتبه دوم در نظر گرفته شدند.

نتایج تحلیل عاملی تأییدی هم مدل دوعاملی مطرح‌شده در مطالعه اصلی [۲۴] را تأیید کرد و هم مدل یک‌عاملی تأیید

جدول ۴. روایی هم‌زمان پرسش‌نامه خودگزارشی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان و پرسش‌نامه قوت‌ها و مشکلات

متغیر	مشکلات سلامت روان	رفتارهای نوع‌دوستانه	اختلال سلوک	اختلال نقص توجه ـ بیش‌فعالی	مشکلات هیجانی	مشکلات هم‌سالان
آسیب‌شناسی روانی	۰/۴۴**	-۰/۶۰**	۰/۴۳**	-۰/۱۰	۰/۴۵**	۰/۱۵
اختلالات درونی‌ساز	۰/۳۴*	-۰/۴۲**	۰/۱۸	-۰/۱۰	۰/۵۰**	۰/۰۸
اختلالات بیرون‌سازی	۰/۴۲**	-۰/۵۷**	۰/۴۶**	-۰/۰۳	۰/۳۲*	۰/۱۴
اختلالات هیجانی	۰/۳۴*	-۰/۴۲**	۰/۱۸	-۰/۱۰	۰/۵۱**	۰/۰۸
اضطراب اجتماعی	۰/۳۶*	-۰/۳۰*	۰/۰۹	۰/۰۷	۰/۳۵*	۰/۱۴
اختلال نقص توجه ـ بیش‌فعالی	۰/۳۵*	-۰/۶۸**	۰/۴۴**	-۰/۲۶	۰/۴۴**	۰/۲۰
اضطراب فراگیر	۰/۰۱	-۰/۲۸	-۰/۰۲	-۰/۳۰	۰/۱۷	-۰/۱۵
اختلال خوردن	۰/۱۴	-۰/۳۶*	۰/۲۱	۰/۰۸	۰/۱۹	-۰/۲۳
اختلال سلوک	۰/۱۸	-۰/۲۸	۰/۲۵	-۰/۱۰	۰/۱۶	۰/۱۲
افسردگی	۰/۳۹*	-۰/۳۲*	۰/۲۹	۰-۰/۲۲	۰/۵۶**	۰/۲۱
بزهکاری	۰/۲۹	-۰/۳۰*	۰/۳۳*	۰/۱۹	۰/۰۷	-۰/۰۱
اختلال نافرمانی مقابله‌جویانه	۰/۴۷**	-۰/۵۹**	۰/۴۱**	-۰/۰۱	۰/۵۰**	۰/۰۲
آسیب به خود	۰/۳۵*	-۰/۳۶*	۰/۲۲	-۰/۰۶	۰/۳۶*	۰/۲۰
اختلال شخصیت	-۰/۰۳	-۰/۰۶	۰/۲۸	-۰/۵۸**	۰/۰۶	۰/۴۷**
پرخاشگری	۰/۳۵*	-۰/۳۳*	۰/۳۵*	۰/۱۷	۰/۱۰	۰/۰۸

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

شد. هیچ‌یک از دو مدل بر دیگری برگزیدگی نداشت و هر دو از نیکویی برازش مطلوبی برخوردار بودند. عامل جداگانه اختلال در عملکرد در هر دو مدل دارای برازش نامطلوب است. این امر با توجه همسانی متوسط برخی خرده‌مقیاس‌ها (مثل اختلال عملکرد مرتبط با اختلال اضطراب فراگیر و اختلال خوردن) قابل‌توجیه باشد. شاید با حذف برخی سؤالات خرده‌مقیاس‌های مربوط به این عوامل، نیکویی برازش بهتری به دست بیاید.

همانند یافته‌های مربوط به مطالعه کوته و همکاران [۲۴] نتایج تحلیل نشان‌دهنده ضریب آلفای خوب برای کل نمرات آسیب‌شناسی روانی، عامل بیرونی‌ساز و درونی‌ساز بود (۰/۸۶ تا ۰/۹۴). ضریب آلفای کرونباخ برای دیگر مقیاس‌ها به‌جز اختلال خوردن و اختلال سایکوپاتی، اگرچه تا حدی پایین‌تر از مطالعه اصلی بودند (۰/۷۱ تا ۰/۸۷)، اما قابل‌قبول هستند. همسو با مطالعه کوته و همکاران [۲۴]، دو مقیاس اختلال خوردن (۰/۳۸) و اختلال شخصیت (۰/۴۲) کمترین ضریب آلفای کرونباخ را داشتند.

یک دلیل این امر می‌تواند مربوط به ماهیت سؤالات مربوط به هر مقیاس باشد. در مورد مقیاس اختلال شخصیت اگرچه برخی علائم مربوط به احساسات بین فردی مثل بی‌رحمی و عدم همدلی به عنوان علائم مرکزی این اختلال در نظر گرفته شده‌اند [۴۳]، اما یافته‌ها بیان می‌کنند اختلال شخصیت شامل حالت‌هایی از علائم (رفتاری، عاطفی، بین‌فردی و غیره) است [۴۴] و در شیوه بروز علائم اختلال شخصیت، تفاوت‌های بین‌فرهنگی وجود دارد [۴۳]. درباره مقیاس اختلال خوردن از آنجا که سعی بر آن است تا با استفاده از تعداد محدودی پرسش، حیطه‌های مختلف اختلالات خوردن در طبقه‌بندی نسخه پنجم راهنمای تشخیصی و آماری اختلال های روانی[۲۳] (برای مثال، پراشتهایی، بی‌اشتهایی و پرخوری) [۲۷] سنجش شود، همسانی درونی پایین این مقیاس دور از انتظار نیست.

نتایج تحلیل نشان داد ضریب همبستگی نمرات کل آسیب‌شناسی روانی و رفتارهای بیرونی‌ساز در فاصله زمانی دو هفته خوب است، اما ضریب همبستگی نمرات رفتارهای درونی‌ساز متوسط است. یک تبیین برای این امر، این است که نوسان علائم مربوط به رفتارهای درونی‌ساز (یعنی علائم اضطرابی و افسردگی) در طول زمان بیش از رفتارهای بیرونی‌ساز است [۲۷]. با توجه

23. The Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fifth Edition (DSM-V)

به همسانی درونی پایین سؤالات دو مقیاس سایکوپاتی و اختلال خوردن، این دو مقیاس کمترین ضریب همبستگی را در طول دو هفته نشان دادند.

در بررسی اثرات جنسیت، همسو با یافته‌های کوته و همکاران [۲۴] و بارتلز و همکاران [۴۵] مشاهده شد پسران به‌طور کلی نمرات بالاتری در مقیاس‌های مربوط به رفتارهای بیرونی‌ساز (مثل اختلال سلوک، نقص توجه-بیش‌فعالی، بزهکاری و درگیری با پلیس و پرخاشگری) دارند. نمرات سایکوپاتی در دختران بیش از پسران بود. با توجه به اینکه محتوای سؤالات مربوط به مقیاس سایکوپاتی بیشتر به نحوه احساسات بین‌فردی می‌پردازد و در دختران نحوه بروز سایکوپاتی بیشتر با احساسات بین‌فردی در ارتباط است، این نتیجه قابل‌توجیه است [۴۶].

برخلاف یافته‌های مربوط به مطالعه کوته و همکاران [۲۴] در مقیاس‌های مربوط به عامل درونی‌ساز بین پسران و دختران تفاوت معناداری وجود نداشت. یک شاهد برای چنین یافته‌ای می‌تواند مربوط به نوع نمونه مورد بررسی در این پژوهش باشد. از آنجا که نمونه مورد بررسی از بین نوجوانان منطقه در معرض خطر انتخاب شدند، وضعیت اقتصادی و اجتماعی پایین خانواده‌های نوجوانان شاید موجب شود میانگین اختلالات درونی‌ساز در هر دو جنس بالا برود [۴۷].

در ارزیابی روایی هم‌زمان مشخص شد مجموع نمرات آسیب‌شناسی با مجموع مشکلات سلامت روان در پرسش‌نامه قوت‌ها و مشکلات (مشکلات هیجانی، نقص توجه-بیش‌فعالی، اختلال سلوک و مشکلات با هم‌سالان) رابطه مثبت و معناداری نشان دادند. همچنین عامل اختلالات درونی‌ساز و اختلالات بیرونی‌ساز با مجموع مشکلات سلامت روان رابطه ثبت معناداری داشتند. میزان همگرایی میان نمرات مربوط به اختلالات بیرونی‌ساز و مشکلات سلامت روان بیشتر از میزان همگرایی میان نمرات اختلالات درونی‌ساز و مشکلات سلامت روان بود.

این امر با توجه به تمرکز بیشتر پرسش‌نامه خودگزارشی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان بر رفتارهای بیرونی‌ساز در مقایسه با رفتارهای درونی‌ساز و همچنین ترکیب مجموع سؤالات مشکلات سلامت پرسش‌نامه قوت‌ها و مشکلات قابل‌توجیه است. در عامل مشکلات سلامت روان، یک خرده‌مقیاس مشکلات هیجانی (دارای ۵ سؤال) معرفی شده است که سعی دارد اضطراب و افسردگی را به‌صورت هم‌زمان بسنجد. این در حالی است که ۲ خرده‌مقیاس مجزا برای اختلال سلوک و بیش فعالی و نقص توجه (در مجموع ۱۰ سوال) وجود دارد [۴۸]. یک خرده‌مقیاس دیگر مربوط به عامل مشکلات سلامت روان، مشکلات با هم‌سالان است که با توجه به جدول شماره ۴ با خرده‌مقیاس سایکوپاتی ارتباط معناداری دارد و با عامل درونی‌ساز و بیرونی‌ساز مرتبط نیست. بنابراین عدم معناداری ارتباط میان مشکلات با هم‌سالان و دو عامل درونی‌ساز و بیرونی‌ساز باعث متوسط بودن میزان همگرایی میان این دو عامل و عامل مشکلات سلامت روان می‌شود.

خرده‌مقیاس رفتارهای نوع‌دوستانه در پرسش‌نامه قوت‌ها و مشکلات، رفتارهای سالم فرد را می‌سنجد. بنابراین ضریب همبستگی منفی میان نمره کل آسیب‌شناسی روانی، عامل رفتارهای درونی‌ساز و بیرونی‌ساز با رفتارهای نوع‌دوستانه حاکی از واگرایی مناسب این ابزار است. همچنین ضریب همبستگی منفی میان رفتارهای نوع‌دوستانه و مقیاس‌های پرسش‌نامه خودگزارشی ارزیابی سلامت روان و ناسازگاری‌های نوجوانان شامل اضطراب اجتماعی، بیش فعالی و نقص توجه، اختلال خوردن، افسردگی، اختلال نافرمانی مقابله‌جویانه، آسیب به خود، سایکوپاتی و پرخاشگری تأییدی بر واگرایی مناسب این ابزار است.

نتیجه‌گیری

بر اساس آنچه ذکر شد عدم وجود یک ابزار غربالگری که دامنه گسترده ای از مشکلات روانشناختی نوجوانان را بر اساس جدیدترین طبقه‌بندی تشخیصی (نسخه پنجم راهنمای تشخیصی و آماری اختلال های روانی) در محیط‌های بالینی و پژوهشی بسنجد دلیل اجرای این پژوهش بود. یافته‌های این پژوهش نشان دادند این ابزار براساس شاخص‌های مهم برازش (ریشه استاندارد باقیمانده مجذور میانگین، ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب و درجه‌آزادی/خی‌دو) روایی سازه مناسبی به‌ویژه در مقیاس‌های آسیب‌شناسی برخوردار است. همچنین همسانی درونی و ثبات این آزمون در طول زمان نشان دهنده پایایی مناسب آن بود.

از محدودیت‌های پژوهش حاضر می‌توان به این موارد اشاره کرد: با اینکه این پرسش‌نامه برای سنین ۱۱ الی ۱۷ سال طراحی شده است، اما میانگین سنی شرکت‌کنندگان در پژوهش ۱/۱۰± ۱۵/۷۰ بود. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های بعدی دامنه سنی وسیع‌تری در نظر گرفته شود. با توجه به اینکه این پژوهش در نمونه نوجوانان اسلام شهر انجام شد بنابراین در تعمیم ویژگی-های روانسنجی (پایایی، روایی، تحلیل عاملی) باید احتیاط لازم صورت گیرد. در این پژوهش از نمونه بالینی منحصراً برای بررسی روایی همزمان و واگرا استفاده شد. با در نظر گرفتن اینکه این پرسش‌نامه برای هر دو گروه بالینی و غیربالینی نوجوانان طراحی شده است، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده نمونه‌های وسیع‌تر بالینی برای بررسی ویژگی‌های روانسنجی این پرسش-نامه مدنظر قرار گیرند.

یافته‌های این پژوهش نشان دادند این ابزار بر اساس شاخص‌های مهم برازش (ریشه استاندارد باقی‌مانده مجذور میانگین، ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب و درجه‌آزادی/خی‌دو) از روایی

سازه مناسبی به‌ویژه در مقیاس‌های آسیب‌شناسی برخوردار است.

نتایج تجزیه‌وتحلیل ساختار تک‌عاملی و دوعاملی را تأیید کرد. به‌جز دو مقیاس اختلال خوردن و اختلال شخصیت که ضریب آلفای کرونباخ ضعیفی داشتند (۰/۵۷)، ضریب آلفای کرونباخ دیگر مقیاس‌ها در دامنه ۰/۷۳ تا ۰/۹۴ متغیر بود. پایایی بازآزمایی بیشتر مقیاس‌ها در دامنه ۰/۵۴ تا ۰/۸۱ قرار داشت، اما مقیاس‌های اختلالات شخصیت، اختلال خوردن و اختلال عملکرد مرتبط با اختلال خوردن پایایی بازآزمایی ضعیفی داشتند (۰/۴۸-۰/۳۸). ضریب همبستگی میان مقیاس‌های پرسش‌نامه اصلی با مقیاس‌های پرسش‌نامه توانایی‌ها و مشکلات نشان‌دهنده روایی هم‌زمان مناسب ابزار بود.

ملاحظات اخلاقی

این پژوهش با کد اخلاق IR.IUMS.1398.1192 و رضایت آگاهانه شرکت‌کنندگان انجام شد. همه شرکت‌کنندگان از محرمانه بودن اطلاعات و تمایل به همکاری در پژوهش یا خروج از آن اطلاع داشتند.

حامی مالی

این پژوهش با حمایت مالی دانشگاه علوم‌پزشکی ایران انجام شد.

مشارکت نویسندگان

مفهوم‌سازی و نوشتن پیش‌نویس: فهیمه فتحعلی لواسانی، سوسن قهرمانی؛ گردآوری داده‌ها: فهیمه احمدیان ورگهان و سوسن قهرمانی؛ نوشتن و ویراستاری متن مقاله: سوسن قهرمانی و فهیمه فتحعلی لواسانی؛ تحلیل داده‌ها: سجاد خانجانی و حجت اله فراهانی.

تعارض منافع

در این پژوهش تعارض منافع وجود ندارد.

تشکر و قدردانی

نویسندگان این مقاله از تمام شرکت‌کنندگان در پژوهش و از افرادی که زمینه لازم را برای انجام این پژوهش فراهم کردند، تشکر و قدردانی می‌کنند.

References

[1] Ogden T, Hagen KA. Adolescent mental health: Prevention and intervention. London: Routledge; 2018. [DOI:10.4324/9781315295374]

[2] Das JK, Salam RA, Lassi ZS, Khan MN, Mahmood W, Patel V, et al. Interventions for adolescent mental health: An overview of systematic reviews. Journal of Adolescent Health. 2016; 59(4):S49-60. [DOI:10.1016/j.jadohealth.2016.06.020] [PMID] [PMCID]

[3] Canino G, Shrout PE, Rubio-Stipec M, Bird HR, Bravo M, Ramirez R, et al. The dsm-iv rates of child and adolescent disordersin puerto rico: Prevalence, correlates, service use, and the effects of impairment. Archives of General Psychiatry. 2004; 61(1):85-93. [DOI:10.1001/archpsyc.61.1.85] [PMID]

[4] Merikangas KR, He J-p, Burstein M, Swanson SA, Avenevoli S, Cui L, et al. Lifetime prevalence of mental disorders in US adolescents: Results from the national comorbidity survey replication-adolescent supplement (NCS-A). Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry. 2010; 49(10):980-9. [DOI:10.1016/j.jaac.2010.05.017] [PMID] [PMCID]

[5] Polanczyk GV, Salum GA, Sugaya LS, Caye A, Rohde LA. Annual research review: A meta-analysis of the worldwide prevalence of mental disorders in children and adolescents. Journal of Child Psychology & Psychiatry. 2015 ; 56(3):345-65 [DOI:10.1111/jcpp.12381] [PMID]

[6] Bor W, Dean AJ, Najman J, Hayatbakhsh R. Are child and adolescent mental health problems increasing in the 21st century? A systematic review. Australian & New Zealand journal of Psychiatry. 2014; 48(7):606-16. [DOI:10.1177/0004867414533834] [PMID]

[7] World Health Organization. Adolescent health: Geneva: World Health Organization; 2017. [Link]

[8] Dalsgaard S, Thorsteinsson E, Trabjerg BB, Schullehner J, Plana-Ripoll O, Brikell I, et al. Incidence rates and cumulative incidences of the full spectrum of diagnosed mental disorders in childhood and adolescence. JAMA Psychiatry. 2020; 77(2):155-64. [DOI:10.1001/jamapsychiatry.2019.3523] [PMID] [PMCID]

[9] Bronsard G, Alessandrini M, Fond G, Loundou A, Auquier P, Tordjman S, et al. The prevalence of mental disorders among children and adolescents in the child welfare system: A systematic review and meta-analysis. Medicine. 2016; 95(7):e2622. [DOI:10.1097/MD.0000000000002622] [PMID] [PMCID]

[10] Morris J, Belfer M, Daniels A, Flisher A, Villé L, Lora A, et al. Treated prevalence of and mental health services received by children and adolescents in 42 low-and-middle-income countries. Journal of Child Psychology and Psychiatry. 2011; 52(12):1239-46. [DOI:10.1111/j.1469-7610.2011.02409.x] [PMID]

[11] Merten EC, Cwik JC, Margraf J, Schneider S. Overdiagnosis of mental disorders in children and adolescents (in developed countries). Child and Adolescent Psychiatry and Mental Health. 2017; 11(1):5. [DOI:10.1186/s13034-016-0140-5] [PMID] [PMCID]

[12] Humphrey N, Wigelsworth M. Making the case for universal school-based mental health screening. Emotional and Behavioural Difficulties. 2016; 21(1):22-42. [DOI:10.1080/13632752.2015.1120051]

[13] Fergusson DM, Horwood LJ, Ridder EM, Beautrais AL. Subthreshold depression in adolescence and mental health outcomes in adulthood. Archives of General Psychiatry. 2005; 62(1):66-72. [DOI:10.1001/archpsyc.62.1.66] [PMID]

[14] Kieling C, Baker-Henningham H, Belfer M, Conti G, Ertem I, Omigbodun O, et al. Child and adolescent mental health worldwide: Evidence for action. The Lancet. 2011; 378(9801):1515-25. [DOI:10.1016/S0140-6736(11)60827-1] [PMID]

[15] Prochaska JD, Le VD, Baillargeon J, Temple JR. Utilization of professional mental health services related to population-level screening for anxiety, depression, and post-traumatic stress disorder among public high school students. Community Mental Health Journal. 2016; 52(6):691-700. [DOI:10.1007/s10597-015-9968-z] [PMID] [PMCID]

[16] Essex MJ, Kraemer HC, Slattery MJ, Burk LR, Thomas Boyce W, Woodward HR, et al. Screening for childhood mental health problems: Outcomes and early identification. Journal of Child Psychology and Psychiatry. 2009; 50(5):562-70. [DOI:10.1111/j.1469-7610.2008.02015.x] [PMID] [PMCID]

[17] Tarren-Sweeney M. The Brief Assessment Checklists (BAC-C, BAC-A): Mental health screening measures for school-aged children and adolescents in foster, kinship, residential and adoptive care. Children and Youth Services Review. 2013; 35(5):771-9. [DOI:10.1016/j.childyouth.2013.01.025]

[18] Goodman R. The strengths and difficulties questionnaire: A research note. Journal of Child Psychology and Psychiatry. 1997; 38(5):581-6. [DOI:10.1111/j.1469-7610.1997.tb01545.x] [PMID]

[19] Achenbach TM. Manual for the youth self-report and 1991 profile. Burlington: University of Vermont Department of Psychiatry; 1991. [Link]

[20] Collishaw S. Annual research review: Secular trends in child and adolescent mental health. Journal of Child Psychology and Psychiatry. 2015; 56(3):370-93. [DOI:10.1111/jcpp.12372] [PMID]

[21] Stattin H, Skoog T. Pubertal timing and its developmental significance for mental health and adjustment. Encyclopedia of Mental Health (Second Edition). 2016; 386-97. [DOI:10.1016/B978-0-12-397045-9.00073-2]

[22] Hawton K, Saunders KE, O'Connor RC. Self-harm and suicide in adolescents. The Lancet. 2012; 379(9834):2373-82. [DOI:10.1016/S0140-6736(12)60322-5]

[23] Martel MM, Markon K, Smith GT. Research Review: Multi□informant integration in child and adolescent psychopathology diagnosis. Journal of Child Psychology and Psychiatry. 2017; 58(2):116-28. [DOI:10.1111/jcpp.12611] [PMID] [PMCID]

[24] Côté SM, Orri M, Brendgen M, Vitaro F, Boivin M, Japel C, et al. Psychometric properties of the mental health and social inadaptation assessment for adolescents (MIA) in a population-based sample. International Journal of Methods in Psychiatric Research. 2017; 26(4):e1566. [DOI:10.1002/mpr.1566] [PMID] [PMCID]

[25] Augenstein TM, Thomas SA, Ehrlich KB, Daruwala S, Reyes SM, Chrabaszcz JS, et al. Comparing multi-informant assessment measures of parental monitoring and their links with adolescent delinquent behavior. Parenting. 2016; 16(3):164-86. [DOI:10.1080/15295192.2016.1158600] [PMID] [PMCID]

[26] Klaus NM, Mobilio A, King CA. Parent-adolescent agreement concerning adolescents' suicidal thoughts and behaviors. Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology. 2009; 38(2):245-55. [DOI:10.1080/15374410802698412] [PMID] [PMCID]

[27] American Psychiatric Association. Diagnostic and statistical manual of mental disorders (DSM-5®). Washington: American Psychiatric Publisher; 2013. [Link]

[28] American academy of pediatrics. Supplemental Appendix S12: Mental health screening and assessment tools for primary care. Pediatrics. 2010; 125(Supplement_3):S173-92. [DOI10.1542/peds.2010-0788R]

[29] Bird HR, Canino GJ, Davies M, Ramírez R, Chávez L, Duarte C, et al. The brief impairment scale (BIS): A multidimensional scale of functional impairment for children and adolescents. Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry. 2005; 44(7):699-707. [DOI:10.1097/01.chi.0000163281.41383.94] [PMID]

[30] Bird HR, Shaffer D, Fisher P, Gould MS. The Columbia Impairment Scale (CIS): Pilot findings on a measure of global impairment for children and adolescents. International Journal of Methods in Psychiatric Research. 1993. [Link]

[31] Guillemin F, Bombardier C, Beaton D. Cross-cultural adaptation of health-related quality of life measures: Literature review and proposed guidelines. Journal of Clinical Epidemiology. 1993; 46(12):1417-32. [DOI:10.1016/0895-4356(93)90142-N]

[32] Comrey A, Lee H. Interpretation and application of factor analytic results. In: Comrey AL, Lee HB, editors. A first course in factor analysis. New York: Psychology Press; 1992. [DOI:10.4324/9781315827506]

[33] Hobart JC, Cano SJ, Warner TT, Thompson AJ. What sample sizes for reliability and validity studies in neurology? Journal of Neurology. 2012; 259(12):2681-94. [DOI:10.1007/s00415-012-6570-y] [PMID]

[34] Aguilar-Vafaie M, Gharehbaghy F. [Psychometric Properties of Persian Parent and Teacher Versions of the Strengths and Difficulties questionnaire in a sample of Iranian children (Persian)]. Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology. 2009; 15(3):231-41. [Link]

[35] Goodman R. Psychometric properties of the strengths and difficulties questionnaire. Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry. 2001; 40(11):1337-45. [DOI:10.1097/00004583-200111000-00015] [PMID]

[36] Ghanizadeh A, Izadpanah A. [Scale validation of the strengths and difficulties questionnaire in Iranian children (Persian)]. Iranian Journal of Psychiatry. 2007; 2(2): 65-71. [link]

[37] Brown TA. Confirmatory factor analysis for applied research. New York: Guilford publications; 2015. [link]

[38] Schermelleh-Engel K, Moosbrugger H, Müller H. Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. Methods of Psychological Research Online. 2003; 8(2):23-74. [Link]

[39] Tabachnick BG, Fidell LS. Using multivariate statistics. London : Pearson; 2007. [Link]

[40] Tabachnick BG, Fidell LS. Using multivariate statistics: International edition. New York: Pearson; 2012. [Link]

[41] Hu LT, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal. 1999 ; 6(1):1-55. [DOI:10.1080/10705519909540118]

[42] Portney LG. Foundations of clinical research: Applications to evidence-based practice. Philadelphia: FA Davis; 2020. [Link]

[43] Verschuere B, van Ghesel Grothe S, Waldorp L, Watts AL, Lilienfeld SO, Edens JF, et al. What features of psychopathy might be central? A network analysis of the psychopathy checklist-revised (PCL-R) in three large samples. Journal of Abnormal Psychology. 2018; 127(1):51-5. [DOI:10.1037/abn0000315] [PMID]

[44] Frick PJ, Marsee MA. Psychopathy and developmental pathways to antisocial behavior in youth. In: C J Patrick, editor. Handbook of Psychopathy. New York: Guilford Press; 2018. [Link]

[45] Bartels M, van de Aa N, van Beijsterveldt CE, Middeldorp CM, Boomsma DI. Adolescent self-report of emotional and behavioral problems: Interactions of genetic factors with sex and age. Journal of the Canadian Academy of Child and Adolescent Psychiatry. 2011; 20(1):35-52. [PMCID]

[46] Marsee MA, Silverthorn P, Frick PJ. The association of psychopathic traits with aggression and delinquency in non-referred boys and girls. Behavioral Sciences & the Law. 2005; 23(6):803-17. [DOI:10.1002/bsl.662] [PMID]

[47] Varner M. Internalizing disorders among Mississippi public school students and the need for intervention [Dissertation]. Oxford: University of Mississippi; 2019. [Link]

[48] Goodman R, Meltzer H, Bailey V. The Strengths and Difficulties questionnaire: A pilot study on the validity of the self-report version. International Review of Psychiatry. 2003; 15(1-2):173-7. [DOI:10.1080/0954026021000046137] [PMID]